

UNIVERSITE DE MONTPELLIER II  
SCIENCES ET TECHNIQUES DU LANGUEDOC  
ECOLE DOCTORALE SIBAGHE

MEMOIRE DE SYNTHESE

en vue d'une candidature à une

HABILITATION A DIRIGER DES RECHERCHES

par

Matthieu LESNOFF

---

**Démographie et zootechnie tropicales : un lien par les modèles  
matriciels appliqués aux cheptels de ruminants dans les  
élevages extensifs**

---

**Jury :**

Avner BAR-HEN	Professeur Université Paris Descartes, Paris	Rapporteur
Bruno GERARD	PhD University Hohenheim, ILRI, Addis Abeba	Rapporteur
Jean-François GRONGNET	Professeur Agrocampus Ouest, Rennes	Rapporteur
François BOCQUIER	Professeur SupAgro, Montpellier	Examineur
Jean-Dominique LEBRETON	Directeur de Recherche CNRS, Montpellier	Examineur

16 décembre 2011

## ***Remerciements***

Nombreuses sont les personnes qui m'ont aidé tout au long de ma carrière pour avancer dans ma thématique de recherche, et mener les activités et les réflexions qui ont abouti à ce document. Je ne les cite pas ici au risque d'en oublier mais je les remercie toutes très sincèrement.

# Table des matières

## Première Partie – Présentation du candidat

1. Curriculum vitae .....	7
1.1. Titres .....	8
1.2. Domaines de compétence.....	8
1.3. Positions .....	8
1.4. Participation à des projets .....	9
1.4.1. Coordinations .....	9
1.4.2. Participations (depuis 2003).....	9
1.5. Formations et enseignement (depuis 2000).....	11
1.6. Sites web, logiciels et systèmes d'information.....	11
1.7. Divers .....	12
2. Liste des publications.....	13
2.1. ACL – Articles dans des revues internationales ou nationales avec comité de lecture répertoriées par l'AERES ou dans les bases de données internationales.....	13
2.1.1. Avec facteur d'impact.....	13
2.1.2. Sans facteur d'impact.....	15
2.1.3. En préparation pour soumission en 2011 (n = 5).....	16
2.2. ASCL – Articles dans des revues sans comité de lecture.....	16
2.3. OS – Ouvrages scientifiques .....	16
2.4. OV – Ouvrages de vulgarisation et manuels .....	17
2.5. ACTI – Communications avec actes dans un congrès international.....	17
3. Encadrements .....	19
3.1. Co-encadrements de thèses de doctorat et de post-docs .....	19
3.1.1. Thèses soutenues .....	19
3.1.1. Thèses en cours.....	20
3.1.1. Post-doc en cours.....	20
3.2. Mémoires d'ingénieurs .....	21
3.2.1. Comme responsable de stage .....	21
3.2.2. Comme co-encadrant .....	21

## Deuxième Partie – Synthèse des travaux et perspectives

1. Introduction .....	23
2. Principes généraux des modèles matriciels .....	27
2.1. Exemple d'un modèle à pas de temps annuel.....	27
2.2. Estimation des paramètres et parcimonie statistique .....	31
2.3. Parcimonie structurelle .....	32
2.4. Analyses de sensibilité.....	33
2.5. Différents types de modèles matriciels .....	34
3. Estimation de la productivité des cheptels : des approches empiriques vers les modèles matriciels.....	35
3.1. Elevages traditionnels : des systèmes très contraints.....	35
3.1.1. Contraintes nutritionnelles .....	37
3.1.2. Contraintes sanitaires .....	37
3.1.3. Pratiques d'élevage.....	40

3.1.4. Une productivité faible.....	41
3.2. Approches pour estimer la productivité des cheptels.....	42
3.2.1. Approches analytiques vs. intégratives .....	42
3.2.2. Productivité : de multiples définitions .....	42
3.2.3. Taux de productivité .....	44
3.3. Conclusion.....	47
4. Application des modèles matriciels en Afrique subsaharienne .....	48
4.1. Reconstitution des cheptels .....	48
4.2. Modèles de production à l'équilibre .....	49
4.2.1. Modèles de production à l'équilibre .....	49
4.2.2. Modèles de production maximale à l'équilibre .....	50
4.2.3. Intérêt des modèles à l'équilibre.....	51
4.3. Projections démographiques pour estimer la rentabilité de projets de développement.....	52
4.4. Estimation de taux de renouvellement d'animaux.....	55
4.5. Modèles dépendant de l'alimentation animale .....	57
4.5.1. Différents scénarios d'étude.....	57
4.5.2. Application de modèles matriciels.....	59
4.5.3. Autres modèles (non matriciels).....	64
4.6. Conclusion.....	68
5. Limitations des approches utilisant les modèles matriciels et orientation de mes recherches..	70
5.1. Limitations au niveau des modèles.....	70
5.1.1. Présentation non matricielle .....	70
5.1.2. Difficultés du pas de temps annuel .....	73
5.2. Diversité des définitions des paramètres démographiques.....	76
5.2.1. Schémas conceptuels .....	76
5.2.2. Formules d'estimation .....	77
5.2.3. Classes d'âge .....	78
5.2.4. Conclusion.....	79
5.3. Limitations au niveau des méthodes d'enquêtes de terrain .....	79
5.3.1. Méthodes d'enquêtes sur les taux démographiques.....	79
5.3.2. Conclusion.....	83
5.4. Orientation de mes recherches.....	84
6. Recherches effectuées .....	86
6.1. Un modèle périodique pour les cheptels d'ovins au Sénégal .....	86
6.1.1. Les cheptels de Louga et Kolda.....	86
6.1.2. Choix de modélisation pour le modèle matriciel.....	91
6.1.3. Estimation des paramètres et validation du modèle.....	100
6.1.4. Calculs théoriques des sensibilités locales du taux de croît $\lambda$ .....	101
6.1.5. Deux exemples d'applications du modèle.....	103
6.2. Un cadre méthodologique d'estimation des taux démographiques .....	113
6.2.1. Définitions des taux et estimations .....	113
6.2.2. Modélisation des interférences entre paramètres.....	126
6.2.3. Package d'estimation des paramètres pour les suivis LASER .....	136
6.3. Développement d'outils transférables.....	140
6.3.1. DYNMOD : Un outil pédagogique de projection démographique .....	140
6.3.2. 12MO : Un outil d'enquête démographique rétrospective .....	145
7. Perspectives de recherche et conclusion .....	154
7.1. Introduction .....	154
7.2. Démographie des cheptels et variabilité environnementale .....	156
7.2.1. Effet de la saisonnalité sur la productivité des troupeaux .....	157
7.2.2. Effet des risques climatiques sur la dynamique des cheptels à long terme .....	158

7.3. Améliorer les connaissances sur la productivité numérique des cheptels.....	163
7.3.1. Améliorer la capitalisation des informations disponibles .....	164
7.3.2. Relancer des dispositifs de terrain longitudinaux.....	167
7.4. Agrégations dans les modèles matriciels et inférences .....	169
7.4.1. Estimation des biais dus aux agrégations.....	169
7.4.2. Inférences autour des estimations.....	169
7.5. Modèles matriciels en interface avec l'épidémiologie.....	171
7.5.1. Coût des maladies et rentabilité d'interventions sanitaires .....	171
7.5.2. Estimation de taux de renouvellement .....	171
7.5.3. Dynamiques de maladie .....	173
7.6. Conclusion générale.....	174
8. Références .....	178
9. Annexes.....	200
9.1. Modèles « feed driven » ILCA et LIVSIM .....	200
9.1.1. Origine des modèles.....	200
9.1.2. Principe général des modèles .....	201
9.1.3. Modélisation de l'effet de la croissance pondérale sur la reproduction et la mortalité .....	201
9.2. Une synthèse des formules de passage entre âges exacts et âges révolus pour les taux démographiques des MM.....	205
9.2.1. Cas des taux de survie.....	206
9.2.2. Taux de mise bas .....	209
9.3. Packages R .....	211
9.3.1. Package aod.....	211
9.3.2. tdisplay.....	212
9.4. 12MO : Questionnaires d'enquête et interface de saisie .....	214
9.5. Sites Web .....	221
9.5.1. Livtools .....	221
9.5.2. Forum GuR.....	221

# **Première partie**

## **Présentation du candidat**

# 1.

## Curriculum vitae

Matthieu LESNOFF  
Né le 18/12/1965, 1 enfant  
Nationalité française

*Adresse permanente*

Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique  
pour le Développement (CIRAD), Campus International de  
Baillarguet, 34398 Montpellier Cedex 5, France. Tel : +33 4 67 59  
39 70

*Adresse actuelle*

CIRAD, Quartier Niaréla, Immeuble Kouma BP 1813, Bamako,  
Mali, Tel : +223 220 21 42 93

*E-mail*

matthieu.lesnoff@cirad.fr

## 1.1. Titres

- 2000 Thèse de Doctorat (Biométrie) « Dynamique des populations d'ovins au Sénégal », Université de Montpellier II, Montpellier, France, 296 p.  
Jury : Yves Escoufier (UM2), Jean-Dominique Lebreton (CNRS), Jean-Michel Gaillard (CNRS), Etienne Landais (SupAgro), Hal Caswell (WHOI, USA), Bernard Faye (CIRAD).
- 1990 DEA Analyse statistique des données, Université de Rennes I, Rennes, France
- 1989 Diplôme d'Agronomie Approfondie (DAA), spécialisation halieutique, Ecole Nationale Supérieure d'Agronomie de Rennes (ENSAR), France

## 1.2. Domaines de compétence

<i>Modélisation</i>	Dynamique de populations Dynamique de maladies à transmission directe Logiciels : R, MATLAB, SCILAB
<i>Biostatistique</i>	Echantillonnage Statistique descriptive, tests et modèles de régression Méthodes d'estimation des paramètres démographiques Logiciels : R, SAS
<i>Bases de données</i>	Bases de données relationnelles Modèles conceptuels de données, Interfaces de saisie Logiciels : Microsoft ACCESS

## 1.3. Positions

- 2009-11 Biostatisticien en productions animales  
CIRAD UR « Systèmes d'élevages et produits animaux » puis UMR CIRAD/INRA SELMET (Systèmes d'élevages méditerranéens et tropicaux)  
Mis à disposition de l'IER (*Institut Rural d'Economie*), Bamako, Mali
- 2005-2008 Biostatisticien en productions animales  
CIRAD UR « Systèmes d'élevages et produits animaux »  
Mis à disposition de l'ILRI (*International Livestock Research Institute*), Nairobi, Kenya
- 2001-2004 Biostatisticien en épidémiologie animale  
CIRAD Programme « Systèmes d'élevages et productions animales »,  
Mis à disposition de l'ILRI (*International Livestock Research Institute*), Addis Abeba, Ethiopie
- 1996-2000 Biostatisticien en productions animales  
CIRAD Programme « Systèmes d'élevage et productions animales », Montpellier, France



1993-1995	Biostatisticien (CDD 36 mois) ORSTOM Chargé du suivi statistique de la pêche industrielle dans la ZEE guinéenne Conakry, Guinée
1992	Biostatisticien (CDD 12 mois, appui statistique) CIRAD, Département « Forêts », Nogent sur Marne, France
1990-1991	Biostatisticien (VSN 14 mois) ORSTOM, Conakry, Guinée

## 1.4. Participation à des projets

### 1.4.1. Coordinations

1. 2008-2009 (8 mois) : Projet ENST « *Renforcement de capacités du Ministère des Ressources Animales du Burkina Faso sur les enquêtes en élevage* » (Financement Union Européenne).

*Le projet a fait intervenir cinq agents CIRAD (missions d'expertise : Christian Corniaux, Guillaume Duteurtre, Samir Messad, René Pocard-Chapuis et moi-même) auprès de la DGPSE (Direction générale de la planification et du suivi de l'élevage) du Burkina Faso. L'objectif était de réaliser un bilan des démarches et des protocoles d'enquêtes utilisés par la DGPSE pour établir le rapport statistique annuel sur les productions animales nationales (viande, lait, commercialisation), puis de proposer des recommandations d'amélioration. Le rapport final du projet a proposé une feuille de route à la DGPSE pour améliorer progressivement les statistiques nationales sur l'élevage.*

2. 2002-2004 (4 ans) : Projet ATP-PPCB « *Diffusion de la péripneumonie contagieuse bovine (PPCB) : le cas des hauts plateaux éthiopiens* » (Financement CIRAD).

*Collaborations :*

- *Ecole Nationale Vétérinaire de Lyon (T. Balenghien, D. Bicout, K. Chalvet-Monfrey, P. Sabatier)*
- *INRA Theix (L. Pérochon)*
- *Institut Supérieur d'Informatique, de Modélisation et de leurs Applications de Clermont-Ferrand (C. Force)*
- *International Livestock Research Institute (ILRI), Ethiopie*
- *National Animal Health Research Centre, Ethiopie*
- *Faculté Vétérinaire de Debre Zeit, Ethiopie*
- *Projet Union Européenne PACE (Panafrican control of epizooties)*

*Valorisation : 13 articles, 2 thèses de doctorat, 11 stages équivalents master, 6 communications orales à des congrès internationaux, 3 posters, 10 participations à ateliers nationaux ou internationaux.*

### 1.4.2. Participations (depuis 2003)

1. 2011-x – Projet PASE2 « *Appui à l'Amélioration de la Gouvernance de la filière coton dans la nouvelle configuration institutionnelle et à la productivité et durabilité des Systèmes d'Exploitation en zone cotonnière* » (Financement AFD).

*Responsable de l'activité n°6 « Démographie du cheptel bovin ». Collaboration : IER Mali.*

2. 2011 – Projet Banque Mondiale « *Livestock Data Innovation in Africa Project (LDIA) & Living Standards Measurement Study – Integrated Surveys on Agriculture Project (LSMS-ISA)* »  
*Participation à l'atelier « Challenges in collecting household-level livestock data in Africa », Rome, 30 juin-1<sup>er</sup> juillet 2011. 1 communication orale 20 mn + participations aux groupes de travaux.*
3. 2009-2011 – Projet ECLIS « *Environnement, climat et sociétés* » (Financement ANR).  
*Modélisation de la reconstitution d'un cheptel bovin sahélien après une sécheresse. Collaboration : IER Mali, ISRA (Institut Sénégalais de Recherche Agronomique) Sénégal.*
4. 2009 – Projet PRINT « *Promotion of regional integration in the SADC livestock sector* » (Financement UE).  
*Une mission d'appui pour le calcul des paramètres démographiques d'après les données collectées dans les pays SADC. 15-25 juin 2009, Gaborone, Botswana.*
5. 2008-2010 – Projet ACDUQ « *Action collective pour une maîtrise durable de la santé animale : qualification sanitaire en élevage de ruminants* » (Financement ANR).  
*Développement d'un modèle de diffusion intertroupeaux de la péripneumonie contagieuse bovine, en collaboration avec P. Ezanno (UMR INRA/ONIRIS BioEpAR « Biologie, épidémiologie et analyse de risque en santé animale »).*
6. 2007-2008 – Projet PASEP « *Appui à la sécurisation de l'économie pastorale au Niger* » (Financement Union Européenne).  
*Appui pour la mise en place d'un dispositif d'enquête sur les paramètres démographiques du cheptel de la zone du projet et pour l'analyse des données. Trois missions de dix jours et appui à l'analyse des données. Collaboration : Ministère des Ressources Animales du Niger.*
7. 2007 – Projet RGAC « *Recensement général de l'agriculture et du cheptel 2006* » (Financement Union Européenne).  
*Appui pour la mise en place d'un dispositif d'enquête nationale sur les paramètres démographiques du cheptel et pour l'analyse des données. Une mission de 10 jours et appui à l'analyse des données. Collaboration : Ministère des Ressources Animales du Niger.*
8. 2006-2009 – Projet PAD « *Amélioration des conditions de vie des producteurs sahéliens à travers la mise en œuvre d'outils bioéconomiques d'aide à la décision* » (Financement DGCD-Belgique).  
*Elaboration d'une méthode d'enquête rapide (I2MO) pour estimer les paramètres démographiques des cheptels de ruminants domestiques. Plusieurs missions et enquêtes au Niger. Collaboration : ILRI.*
9. 2003 – Projet PACE « *Programme Panafricain pour le Contrôle des Epizootie* » (Financement Union Européenne).  
*Modélisation mathématique de la diffusion intra-troupeau de la PPCB. Atelier du PACE, 2-7 février 2003, Accra, Ghana. 1 présentation de 20 mn + participation aux groupes de travail.*
10. 2003 – FAO Consultative Group on the Contagious Bovine Pleuropneumonia  
*« Within-herd spread and clinical observations of contagious bovine pleuropneumonia in Ethiopian Highlands (Boji district, West Wellega): methodology and epidemiological result. 12-14 November 2003, Rome. 1 présentation de 20 mn + participation aux groupes de travaux.*

### 1.5. Formations et enseignement (depuis 2000)

1. 2011 – *Paramètres démographiques des cheptels de ruminants domestiques tropicaux : méthodes d'enquête et expériences du CIRAD*. Atelier de formation collective « Systèmes d'information et outils de pilotage du secteur élevage dans les pays du Sud : Postures et méthodes », CIRAD, Montpellier 11-13 juillet 2011. Présentation orale de 30 mn + participation aux discussions de l'atelier.
2. 2008 – *Méthodes et outils pour l'étude démographique des cheptels de ruminants domestiques tropicaux* (Financement BADEA). Centre régional AGRHYMET et Ministère des ressources animales du Niger, Niamey, Niger. 60 heures de cours.
3. 2005 – *Introduction aux méthodes statistiques et aux analyses de données*. Master d'épidémiologie, Faculté Vétérinaire de Debre Zeit, Université d'Addis Abeba, Ethiopie. Projet FSP n°2000-108 « Qualité et sécurité alimentaire des productions animales en Ethiopie ». 50 heures de cours.
4. 2005 – *Introduction à l'utilisation du logiciel R pour les analyses statistiques*. ILRI, Nairobi, Kenya. 9 heures de cours.
5. 2004 – *Analyse statistique des données d'enquête en élevage tropical*. Formation GEAD (Gestion et analyse des données d'enquête), CIRAD, Département EMVT, Montpellier. 50 heures de cours.
6. 2004 – *Introduction aux méthodes statistiques*. Master d'épidémiologie, Faculté Vétérinaire de Debre Zeit, Université d'Addis Abeba, Ethiopie. Projet FSP n°2000-108 « Qualité et sécurité alimentaire des productions animales en Ethiopie ». 30 heures de cours.
7. 2003 – *Introduction à l'utilisation du logiciel R pour les analyses statistiques*. ILRI, Addis Abeba, Ethiopie. 9 heures de cours.
8. 2003 – *Introduction aux modèles de dynamique de maladies*. Master d'épidémiologie, Faculté Vétérinaire de Debre Zeit, Université d'Addis Abeba, Ethiopie. Projet FSP n°2000-108 "Qualité et sécurité alimentaire des productions animales en Ethiopie". 6 heures de cours.

### 1.6. Sites web, logiciels et systèmes d'information

1. 2009-2011 – Coauteur et coadministrateur du site web LIVTOOLS « *Tools for estimating and simulating livestock productions in tropical extensive farming systems* » <http://livtools.cirad.fr>. Avec : Xavier Juanès (CIRAD), Samir Messad (CIRAD), Christian Sahut (CIRAD). (Cf. annexe 9.5.1).
2. 2007-2011 – Coauteur du package R « *laserdemog: Tool box for demographic analyses on tropical livestock populations, using LASER data* », <http://livtools.cirad.fr>. Avec : Samir Messad (CIRAD), Renaud Lancelot (CIRAD). (Cf. [OS2]).
3. 2007-2011 – Coauteur du package R « *t12mo: Tool box for demographic analyses on tropical livestock populations, using 12MO data* », <http://livtools.cirad.fr>. Avec : Samir Messad (CIRAD). (Cf. [OV2]).
4. 2007-2011 – Coauteur de l'interface MS ACCESS pour la saisie et la gestion des données démographiques pour les cheptels de ruminants domestiques tropicaux collectées avec la méthode 12MO. Avec : Xavier Juanès (CIRAD), Samir Messad (CIRAD). (Cf. [OV2]).
5. 2007-2011 – Auteur de l'interface DYNMOD de simulation démographique pour les cheptels de ruminants domestiques tropicaux. Avec : ILRI. (Cf. [OV1]).

6. 2006-2011 – Coauteur du package R « *tdisplay: Tool box for training in basic statistics* », <http://forums.cirad.fr/logiciel-R>. Avec : Samir Messad (CIRAD), Renaud Lancelot (CIRAD). (Cf. annexe 9.3.2).
7. 2006-2008 – Coauteur du package R « *aod: Analyse of overdispersed data* », <http://cran.r-project.org>. Avec : Renaud Lancelot (CIRAD). (Cf. annexe 9.3.1).
8. 2005-2011 – Coauteur et coadministrateur du forum web GuR « *Un forum francophone d'échange autour du logiciel de calcul statistique R dans le domaine de la recherche agronomique tropicale* » <http://forums.CIRAD.fr/logiciel-R>. Avec : Francois Bonnot (CIRAD), Renaud Lancelot (CIRAD) et Samir Messad (CIRAD). (Cf. annexe 9.5.2).

## 1.7. Divers

1. 2000-2008 – Coresponsable de la formation professionnelle GEAD « *Gestion et analyse statistique des données d'enquête en élevage tropical* », CIRAD, Montpellier, France. Durée de la formation : 1 mois/an. Avec : Xavier Juanès (iCIRAD), Samir Messad (CIRAD).
2. 2001 – Coorganisateur du séminaire CIRAD/INRA « *Analyse statistique des mesures répétée* », 10-12 septembre 2001, Montpellier. Avec : Jean-Louis Foulley (INRA), Eric Gozé (CIRAD), Philippe Letourmy (CIRAD).
3. 1997-2002 – Animateur de l'équipe CIRAD EMPC « *Modélisation de la productivité des cheptels* » (5 chercheurs + 3 ingénieurs).
4. Relectures d'articles : Agricultural Systems (1 article), Animal Reproduction Science (1 article), CAB Reviews (1 article), Fisheries Research (1 article), Revue d'Élevage et de Médecine Vétérinaire Tropicale (divers articles).

# 2.

## Liste des publications

### 2.1. ACL – Articles dans des revues internationales ou nationales avec comité de lecture répertoriées par l'AERES ou dans les bases de données internationales

#### 2.1.1. Avec facteur d'impact

[ $n = 10$  en 1<sup>er</sup> auteur,  $n = 6$  en coauteur]

Les facteurs d'impacts sont ceux publiés par « Thomson Reuters Journal Citation Reports 2010 » pour l'année 2009, et pour une moyenne sur les cinq dernières années.

2006-2011		IF 2009	IF 5-ans
[ACL1]	Ba, A., <b>Lesnoff, M.</b> , Poccard-Chapuis, R., Moulin, C.H., Demographic dynamics and off-take of cattle herds in south Mali. <i>Tropical Animal Health</i>	0.950	–

and Production, 49(6), 1101-1109.

[ACL2]	Ezanno, P., <b>Lesnoff, M.</b> , 2009. A metapopulation model for the spread and persistence of contagious bovine pleuropneumonia (CBPP) in African sedentary mixed crop-livestock systems. <i>Journal of Theoretical Biology</i> 256, 493-503.	2.574	2.738
[ACL3]	<b>Lesnoff, M.</b> , 2008. Evaluation of 12-month interval methods for estimating animal-times at risk in a traditional African livestock farming system. <i>Preventive Veterinary Medicine</i> 85, 9-16.	2.121	2.339
[ACL4]	<b>Lesnoff, M.</b> , Lancelot, R. 2010. Assessment of age at first parturition by accounting censored data: the example of small ruminants in agro-pastoral herds in Senegal. <i>Tropical Animal Health and Production</i> , 42, 1155-1159.	0.950	–
[ACL5]	<b>Lesnoff, M.</b> , Lancelot, R, 2009. Evaluation of crude annual parturition rate estimates in a small-holder African ruminant farming system. <i>Animal</i> 3, 1347-1353.	1.461	–
[ACL6]	<b>Lesnoff, M.</b> , Peyre, M., Duarte, P.C., Mariner, J.C., 2009. A simple model for simulating immunity rate dynamics in a tropical free range poultry population after avian influenza vaccination. <i>Epidemiology and Infection</i> 137, 1405-1413.	2.365	–

#### 1999-2005

[ACL7]	Balenghien, T., Chalvet-Monfray, K., <b>Lesnoff, M.</b> , Thiaucourt, F., Sabatier, P., Bicout, D., 2004. Time-delay dynamics for contagious bovine pleuropneumonia. <i>Acta Biotheoretica</i> 52, 365-377.	1.394	–
[ACL8]	Faye, B., Castel, V., <b>Lesnoff, M.</b> , Rutabinda, D., Dhalma, J., 2005. Tuberculosis and brucellosis prevalence survey on dairy cattle in Mbarara milk basin (Uganda). <i>Preventive Veterinary Medicine</i> 67, 267-281	2.121	2.339
[ACL9]	Lancelot, R., <b>Lesnoff, M.</b> , McDermott, J.J., 2002. Use of Akaike information criteria for model selection and inference: an application to assess prevention of gastrointestinal parasitism and mortality of Guinean goats in Kolda, Senegal. <i>Preventive Veterinary Medicine</i> 55, 217-240.	2.121	2.339
[ACL10]	Lancelot, R., <b>Lesnoff, M.</b> , Tillard, E., McDermott, J.J., 2000. Graphical approaches to support the analysis of linear multilevel models of lambs pre-weaning growth in Kolda (Senegal). <i>Preventive Veterinary Medicine</i> 46, 225-247.	2.121	2.339
[ACL11]	<b>Lesnoff, M.</b> , 1999. Dynamics of a sheep population in a sahelian area (Ndiagne district in Senegal): A periodic matrix model. <i>Agricultural Systems</i> 61, 207-221	2.110	2.425
[ACL12]	<b>Lesnoff, M.</b> , Ezanno, P., Caswell, H., 2003. Sensitivity analysis in periodic matrix models: a postscript to Caswell and Trevisan. <i>Mathematical and Computer Modelling</i> 37, 945-948.	1.103	1.169

- [ACL13] **Lesnoff, M.**, Lancelot, R., Tillard, E., Dohoo, I.R., 2000. A steady-state approach of benefit-cost analysis with a periodic Leslie-matrix model. Presentation and application to the evaluation of a sheep-diseases preventive scheme in Kolda, Senegal. *Preventive Veterinary Medicine* 46, 113-128 2.121 2.339
- [ACL14] **Lesnoff, M.**, Laval, G., Bonnet, P., Chalvet-Monfrey, K., Lancelot, R., Thiaucourt, F., 2004. A mathematical model of the effects of chronic carriers on the within-herd spread of contagious bovine pleuropneumonia in an African mixed crop-livestock system. *Preventive Veterinary Medicine* 62, 101-117. 2.121 2.339
- [ACL15] **Lesnoff, M.**, Laval, G., Bonnet, P., Sintayehu, A., Workalemahu, A., Kifle, D., Peyraud, A., Lancelot, R., Thiaucourt, F., 2004. Within-herd spread of contagious bovine pleuropneumonia in Ethiopian highlands. *Preventive Veterinary Medicine* 64, 27-40. 2.121 2.339
- [ACL16] **Lesnoff, M.**, Laval, G., Bonnet, P., Workalemahu, A., 2004. A mathematical model of contagious bovine pleuropneumonia (CBPP) within-herd outbreaks for economic evaluation of local control strategies: an illustration from a mixed crop-livestock system in Ethiopian highlands. *Animal Research* 53, 429-438. 0.800 (2006) –

### 2.1.2. Sans facteur d'impact

[n = 4 en 1<sup>er</sup> auteur, n = 2 en coauteur]

### 2006-2011

- [ACL17] **Lesnoff, M.**, 2009. Reliability of a 12-month period retrospective survey method for estimating parturition and mortality rates in a traditional African livestock farming system. *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays tropicaux*, 69, 42-57.

### 1999-2005

- [ACL18] **Lesnoff, M.**, Diedhiou, M.L., Laval, G., Bonnet, P., Workalemahu, A., Kifle, D., 2002. Demographic parameters of domestic cattle in a contagious-bovine-pleuropneumonia infected area of Ethiopian highlands. *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays tropicaux* 55, 139-147.
- [ACL19] **Lesnoff, M.**, Lancelot, R., Tillard, E., Faye, B., 2001. Analyse comparative de la productivité des cheptels de petits ruminants en élevage extensif tropical : une nouvelle approche par les modèles matriciels en temps discret. *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays tropicaux* 54, 69-80.
- [ACL20] **Lesnoff, M.**, Thiaucourt, F., Bonnet, P., Bicout, D., Balenghien, T., Abdicho, S., Laval, G., Lancelot, R., 2002. Un modèle conceptuel pour simuler la diffusion intra-troupeau de la péripneumonie contagieuse bovine. *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays tropicaux* 55, 253-257.
- [ACL21] Thiaucourt, F., Maillard, J.C., Bonnet, P., **Lesnoff, M.**, Laval, G., Provost, A., 2003. Contagious bovine pleuropneumonia vaccines, historic highlights, present situation and hopes.

*Developments in Biology (Basel)* 114, 147-160.

- [ACL22] Pacholek, X., Lancelot, R., **Lesnoff, M.**, Messad, S. 2000. Performances de croissance des chamelons élevés dans la zone pastorale nigérienne. *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays tropicaux* 53, 69-80.

### 2.1.3. En préparation pour soumission en 2011 (n = 5)

$n = 1$  en 1<sup>er</sup> auteur,  $n = 3$  en coauteur

- [ACLP1] Porphyre, T., Pegram, R., Stachurski, F., **Lesnoff, M.**, Hoch, T., Lancelot, R., Lefrançois, T. How do temperature and hygrometry affect ticks population dynamics? In prep. for *Ecological Modelling*
- [ACLP2] Lesnoff, M., Corniaux, C. Hiernaux, P. Sensitivity analysis of the recovering dynamics of a Sahelian cattle population after a drought. In Prep. for *Ecological Modelling*
- [ACLP3] Sidibe, C., Niang, M., Grosbois, V., **Lesnoff, M.**, Roger, F., Seroprevalence of the CBPP and the risk factors distribution evaluation on cattle in the Central Delta of the Niger River in Mali. In Prep. for *Preventive Veterinary Medicine*
- [ACLP4] Sidibe, C., Thiaucourt, F., Niang, M., Grosbois, V., **Lesnoff, M.**, Roger, F., Contagious Bovine PleuroPneumonia: Use of a Bayesian framework to estimate sensitivity and specificity of serological tests and true prevalence in the field. Submitted to *Tropical Animal Health and Production*

## 2.2. ASCL – Articles dans des revues sans comité de lecture

[ $n = 1$  en 1<sup>er</sup> auteur,  $n = 1$  en coauteur]

- [ASCL1] Bonnet, P., **Lesnoff, M.**, Kifle, D., Workalemahu, A., 2005. Prevalence of contagious bovine pleuropneumonia in Boji district (West Wellega, Ethiopian highlands) and recommendations for the control of the disease. *Ethiopian Veterinary Journal* 9, 85-93.
- [ASCL2] **Lesnoff, M.**, Bonnet, P., Laval, G., Abdicho, S., 2005. Effects of antibiotic treatment practices on the within-herd spread of contagious bovine pleuropneumonia: a simulation study in an Ethiopian mixed crop-livestock system. *Ethiopian Veterinary Journal* 9, 59-73.

## 2.3. OS – Ouvrages scientifiques

- [OS1] **Lesnoff, M.**, Lancelot, R., Moulin, C.H., 2007. *Calcul des taux démographiques dans les cheptels de ruminants domestiques tropicaux : approche en temps discret*. Livre numérique aux Editions Quae, Montpellier, 72 p. <http://www.quae.com/livre/?GCOI=27380100209160>
- [OS2] 2ème édition du livre numérique (version complétée, en anglais) :  
**Lesnoff, M.**, Lancelot, R., Messad, S., Juanès, X., Sahut, C., 2011. *Calculation of demographic parameters in tropical livestock herds – A discrete time approach with LASER animal-based*



monitoring data. Livre numérique aux Editions Quae, Montpellier, 98 p.

[OS3] Chapitre d'ouvrage :

Bonnet, P., **Lesnoff, M.**, 2009. *Decision making, scales and quality of economic evaluations for the control of contagious bovine pleuropneumonia (CBPP): The use of economic analysis methods in combination with epidemiological and geographical models to help decision making for CBPP control in Ethiopia*. In : Rushton Jonathan (ed.). The economics of animal health and production. Wallingford : CABI Publishing, p. 279-285.

## 2.4. OV – Ouvrages de vulgarisation et manuels

[OV1] **Lesnoff, M.**, 2010. *DYNMOD: A tool for demographic projection of tropical livestock populations under Microsoft Excel* ©. Users' manual. CIRAD (French Agricultural Research Centre for International Development), ILRI (International Livestock Research Institute), 34 p. <http://livtools.cirad.fr>

[OV2] **Lesnoff, M.**, Messad, S., Juanès, X., 2009. *12MO: A cross-sectional retrospective method for estimating livestock demographic parameters in tropical small-holder farming systems*. CIRAD (French Agricultural Research Centre for International Development), Montpellier, France, 52 p. <http://livtools.cirad.fr>

[OV3] **Lesnoff, M.**, Saley, M., Adamou, K., N'Djaffa Ouaga, H., 2007. *Rapport d'enquête sur les paramètres démographiques du cheptel domestique au Niger en 2006 : sites du Fakara, de Gabi et de Zermou*. CIRAD/ILRI/AGRHYMET, 45 p.

## 2.5. ACTI – Communications avec actes dans un congrès international

[n = 4 en 1<sup>er</sup> auteur, n = 6 en coauteur]

### 2006-2011

1. Ezanno, P., **Lesnoff, M.**, 2008. Role of chronic carriers in modelling the persistence of contagious bovine pleuropneumonia in a metapopulation of African sedentary cattle herds. European Conference on Mathematical and Theoretical Biology, Edinburgh, 29th June - 4th July, 2008.

### 1999-2005

2. Bicout, D.-J., Balenghien, T., **Lesnoff, M.**, Sabatier, P., 2004. Loan-driven of the spread dynamics of contagious bovine pleuropneumonia in a network of cattle herd. In, *Conference on computational and mathematical population dynamics*, Trento, Italia.
3. Bonnet, P., **Lesnoff, M.**, Jean-Baptiste, S., Workalemahu, A., 2003. Risk mapping of animal movement standardized rates using two GIS grids (irregular and regular lattice). An application to a farmer census dataset in Ethiopian highlands in the context of contagious bovine pleuropneumonia. In, *10th International symposium for veterinary epidemiology and economics*, Viña del mar, Chile.

4. Bonnet, P., **Lesnoff, M.**, Workalemahu, A., Jean-Baptiste, S., 2003. Social and geographical accessibility to service, concepts and indicators on animal health care systems. An application to a farmer census dataset in highlands of Ethiopia. In, *10th International symposium for veterinary epidemiology and economics*, Viña del mar, Chile.
5. Lancelot, R., Ndiaye, M., **Lesnoff, M.**, 2000. An observational study of lambs perinatal mortality in two different agro-ecological areas in Senegal. In, *9th International symposium for veterinary epidemiology and economics*, Breckenridge, Colorado.
6. Laval, G., Bonnet, P., **Lesnoff, M.**, Faye, B., Workalemahu, A., 2002. Point de vue local versus global dans la lutte contre la péripneumonie contagieuse bovine (PPCB) en Ethiopie. In, *27th World Veterinary Congress*, Tunis, Tunisia.
7. **Lesnoff, M.**, 1998. A periodic matrix model of ovine herds in Senegal. In, *1st International Conference on Mathematical Ecology*, Alcalà de Henares, Spain.
8. **Lesnoff, M.**, Laval, G., Abdicho, S., Workalemahu, A., Kifle, D., Peyraud, A., Bonnet, P., Lancelot, R., Thiaucourt, F., 2003. Within-herd spread and clinical observations of contagious bovine pleuropneumonia in Ethiopian Highlands (Boji district, West Wellega): methodology and epidemiological results. In, *10th International symposium for veterinary epidemiology and economics*, Viña del mar, Chile.
9. **Lesnoff, M.**, Laval, G., Bonnet, P., 2003. Economic analysis of control strategies for contagious bovine pleuropneumonia (CBPP) outbreaks at herd level: a stochastic epidemiological model for smallholders in Ethiopian highlands. In, *10th International symposium for veterinary epidemiology and economics*, Viña del mar, Chile.
10. **Lesnoff, M.**, Lancelot, R., 1997. Estimation and impact of measurement errors for small ruminants demographic data collected during retrospective interviews of farmers in Senegal. In, *8th International Symposium on Veterinary Epidemiology and Economics*, Paris, France.

# 3.

## Encadrements

### 3.1. Co-encadrements de thèses de doctorat et de post-docs

*[n = 6 co-encadrements, n = 3 comités de thèse]*

#### 3.1.1. Thèses soutenues

1. Ba, A., 2011. *Exploitation du cheptel de bovins dans la zone cotonnière du Mali sud*. Thèse de doctorat. Montpellier SupAgro, Université de Montpellier II (ED SIBAGHE).

Jury : Francois Bocquier (SupAgro), Pauline Ezanno (INRA), Stéphane Ingrand (INRA), Charles-Henri Moulin (INRA, Directeur de thèse).

*Mon implication : Co-encadrement [35 %], membre du comité de thèse, appuis méthodologiques sur les analyses démographiques (modèles dynamiques et estimation des paramètres).*

2. Ezanno, P., 2002. *Modélisation de la relation entre l'état corporel et la productivité des troupeaux*. Thèse de Doctorat, Université de Montpellier II (ED Biologie Intégrative), Montpellier.

Jury : François Bocquier (INRA), Yves Chilliard (INRA), Patrick Duncan (CNRS), Bernard Faye (CIRAD, Directeur de thèse), Jean-Louis Foulley (INRA), Jean-Dominique Lebreton (CNRS).

*Mon implication : Co-encadrement lors des années 2002-2003 [25 %], appui méthodologique sur les modèles matriciels en temps discret.*

3. Lancelot, R., 2002. *Croissance pondérale et mortalité des petits ruminants domestiques en Afrique subsaharienne : modélisation statistique*. Thèse de Doctorat, Université de Montpellier II (ED Biologie Intégrative), Montpellier, 294 p.

Jury : François Bocquier (SupAgro), Mahamadou Diop (ISRA Sénégal), Christian Ducrot (INRA), Bernard Godelle (UM2), Jean-Dominique Lebreton (CNRS), Bernard Faye (CIRAD, Directeur de thèse), Jean-Louis Foulley (INRA).

*Mon implication : Participation aux comités de thèse, appui méthodologique sur l'analyse statistique des données longitudinales.*

4. Laval, G., 2002. *Analyse coût-bénéfice des méthodes de lutte contre la PPCB (pérituberculose bovine) - Une application au niveau du troupeau dans le district de Boji, West Wellega (Ethiopie)*. Thèse de Doctorat. Université de Lyon I, Lyon.

Jury : Marie-Odile Carrère (Univ. Lyon, Directeur de thèse), Siméon Ehui (ILRI), Christian Ducrot (INRA Theix), Barbara Dufour (AFSSA), Gérard Duru (CNRS Lyon), Bernard Faye (CIRAD), Pierre-Charles Lefèvre (Conseil Général Vétérinaire).

*Mon implication : Co-encadrement [30 %], appui méthodologique sur l'analyse statistique des données épidémiologiques et sur les modèles de dynamique de maladie.*

### **3.1.1. Thèses en cours**

5. Sidibe, C., *Epidémiologie de la pérituberculose contagieuse bovine au Mali : Evaluation des performances des tests sérologiques*. Thèse de doctorat, Université de Montpellier II (ED Chimie, Biologie, Santé), Montpellier. Soutenance prévue : fin 2011 – début 2012.

Jury : en cours d'identification.

*Mon implication : Co-encadrement [15 %], membre du comité de thèse, appui méthodologique sur les analyses statistiques (données épidémiologiques).*

6. Mraidi, R. *Surveillance et modélisation de la transmission des pestes aviaires dans les systèmes avicoles pluri-espèces de Madagascar : une approche méta-populationnelle*. Université de la Réunion (ED interdisciplinaire). Soutenance prévue : fin 2013.

*Mon implication : Co-encadrement [10 %], membre du comité de thèse, appui méthodologique sur les modèles démographiques.*

### **3.1.1. Post-doc en cours**

1. Fall, A. *Modélisation de la dynamique d'une méta-population de glossines dans la région des Niayes (Sénégal)*. Post-Doc CIRAD, financement du Ministère de la Recherche. CDD 20 décembre 2010 - 19 décembre 2011, renouvelable 1 an.

*Mon implication : Appui méthodologique [10 %] sur les modèles de dynamique de population et les analyses de sensibilité.*

### 3.2. Mémoires d'ingénieurs

#### 3.2.1. Comme responsable de stage

[n = 4]

1. Descamps, B., 2001. *Etude et quantification du principal facteur de risque de diffusion de la péripneumonie contagieuse bovine dans une région de l'Ouest éthiopien : les contacts et échanges d'animaux entre troupeaux*. Mémoire de fin d'étude du CEAV « Epidémiologie et pathologie animale en régions chaudes », Ecole Nationale Vétérinaire de Toulouse.
2. Pin R., 2001. *Contribution à la mise en place d'un système d'information géographique appliqué à l'épidémiologie et à la modélisation d'une pathologie ré-émergente : la péripneumonie contagieuse bovine*. Mémoire de fin d'étude du CEAV « Epidémiologie et pathologie animale en régions chaudes », Ecole Nationale Vétérinaire de Toulouse.
3. Bossu, N., 2000. *Etude de la variabilité environnementale dans la dynamique et la productivité des troupeaux ovins de la communauté de N'Diagne (Sénégal) entre 1985 et 1995*. Diplôme d'Etudes Approfondies, Université Claude Bernard, Lyon I.
4. Ezanno, P., 1999. *Démographie comparée de deux populations d'ovins en zone tropicale (Sénégal) : sensibilité de la productivité numérique aux variations des paramètres de survie et de fécondité*. Diplôme d'Etudes Approfondies. Université de Montpellier II (Biologie Intégrative), Ecole Nationale Supérieure d'Agronomie de Montpellier.

#### 3.2.2. Comme co-encadrant

[n = 3]

1. Jorat, T. 2011. *Simulation de dynamiques de cheptels bovins après une sécheresse au Sahel en fonction des types d'exploitation pastorales : Cas du Ferlo au Sénégal*. Master Ecologie et Biodiversité (Spécialité : Environnement et développement durable). Université des Sciences et Techniques Montpellier 2. [50 %]
2. Balenghien, T., 2003. *Effet du confiage d'animaux dans la propagation d'une maladie contagieuse au sein d'un réseau structuré de troupeaux : exemple de la péripneumonie contagieuse bovine dans les troupeaux éthiopiens*. Diplôme d'Etudes Approfondies « Modèles et instruments en médecine et biologie », Université Joseph Fourier, Grenoble-Alpes. [50 %]
3. Estival, J.-B., 2001. *Simulation de la dynamique de la PPCB en Ethiopie*. Mémoire de 4<sup>ème</sup> année, Institut Supérieur d'Informatique de Modélisation et de leurs Applications (ISIMA), Clermont-Ferrand. [50 %]

# **Deuxième partie**

## **Synthèse des travaux et perspectives**

# 1.

## Introduction

### Qu'entend-on par démographie de cheptels domestiques ?

La démographie est un déterminant essentiel de la production des cheptels<sup>1</sup> domestiques élevés en conditions extensives. Chaque année, le bilan des naissances et des mortalités engendre une production globale d'animaux, appelée « production » ou « productivité » démographique selon le contexte. La production démographique est convertie par les éleveurs en une production effective (p. ex. les abattages et les ventes d'animaux) ou une variation du stock animal. Ceci est résumé par l'équation suivante :

$$B - D = (O - I) + \Delta n$$

où  $B$  représente les naissances,  $D$  les morts,  $O$  les exploitations d'animaux (abattages, ventes, etc.),  $I$  les importations d'animaux (achats, etc.) et  $\Delta n$  la variation de stock. Le bilan  $B - D$ , que j'appelle « potentiel d'animaux exploitables », représente la quantité totale d'animaux que l'éleveur peut utiliser dans l'année sans entamer son stock. Si le prélèvement de l'éleveur est supérieur au potentiel,  $\Delta n$  est négatif et le cheptel décroît, et *vice versa*.

---

<sup>1</sup> Dans le texte, j'emploie les termes « cheptel » ou « troupeau » sans distinction, bien que le cheptel représente souvent une population regroupant un grand effectif d'animaux (agrégation de troupeaux) et le troupeau l'ensemble des animaux d'une même ferme.

Outre des effectifs d'animaux, la démographie détermine également un ensemble de productions « secondaires » : par exemple chez les ruminants, le rythme des naissances influe fortement sur la production laitière des troupeaux.

Au sein des cheptels domestiques, les études démographiques se répartissent en trois grands ensembles : les études sur la productivité («  $B - D$  »), les études sur la production effective («  $O - I$  ») et les études sur la dynamique des effectifs d'animaux («  $\Delta n$  »). Pour l'instant, la plupart de mes travaux se sont placés dans le cadre d'études de productivité. La notion de productivité prend donc une part importante du présent mémoire.

### **Modèles démographiques matriciels**

Les performances démographiques des cheptels domestiques sont très variables selon le potentiel biologique des animaux, les pratiques d'élevage et l'environnement. La démographie d'un cheptel dans son ensemble résulte de nombreux mécanismes qui peuvent se cumuler ou interagir. La modélisation mathématique ou informatique permet de simplifier et d'intégrer les différents processus concernés. Elle est utile pour aider à comprendre comment se construit cette démographie et pour en étudier sa variabilité.

De nombreux modèles ont été développés en élevage, en réponse aux multiples questionnements posés au niveau des systèmes d'élevages extensifs ou intensifs, dans les milieux tropicaux ou tempérés. Des typologies de modèles sont régulièrement proposées dans la littérature (p. ex. [1], [2] et plus récemment [3], [4], [5]). Dans mes travaux, j'ai utilisé les « modèles matriciels en temps discret ». En dehors de l'élevage, ces modèles ont été très utilisés en démographie des populations humaines, végétales et animales (populations sauvages). Les modèles matriciels font partie des modèles à compartiments (p. ex. [6], [7], [8]), qui représentent des flux de matière ou d'individus entre compartiments connectés. Le développement des modèles matriciels en biologie est assez ancien (p. ex. Leslie en 1945-48 [9], [10], puis Lefkovitch en 1965 [11], et Usher en 1966-69 [12], [13]). Différents ouvrages ont décrit les principes généraux et les champs d'application de ces modèles (p. ex. [14] et [15] en écologie, [16] sur les populations naturelles exploitées et [17] sur les modèles en environnements stochastiques).

Pour les cheptels, les compartiments des modèles représentent des catégories d'animaux : par exemple le sexe des animaux, des classes d'âge ou des stades physiologiques. Des équations mathématiques définissent les transitions des animaux entre les compartiments au cours du temps. Le temps est représenté par une échelle discrète. Les transitions entre les compartiments se produisent d'un temps  $t$  à un temps  $t+1$ . La dynamique du cheptel est donnée par l'équation :

$$x(t+1) = f_{\theta}(x(t))$$

où  $x(t)$  représente un vecteur d'effectifs d'animaux présents au temps  $t$  dans les différents compartiments du modèle et  $f$  une fonction multidimensionnelle. Cette fonction dépend d'un vecteur de paramètres  $\theta$  qui correspondent à des taux démographiques (taux de reproduction, de mortalité, etc.) qui seront détaillés plus loin. Le terme « matriciel » des modèles vient du fait que l'équation ci-dessus peut s'écrire sous la forme de multiplications de matrices et de vecteurs.

### **Elevage extensif en Afrique subsaharienne**

Mes activités de recherche ont été centrées sur les cheptels de petits ruminants (ovins et caprins) et de bovins des élevages extensifs d'Afrique subsaharienne intertropicale et j'ai donc limité le présent mémoire aux applications des modèles matriciels à ces cheptels.

Les cheptels de petits ruminants et de bovins élevés en conditions extensives fournissent une part majeure de la production animale des pays d'Afrique subsaharienne (> 90 % d'après [18], [19], [20]). Les systèmes extensifs, appelés également élevages villageois ou traditionnels, y sont très diversifiés. Leurs caractéristiques ont été largement décrites (p. ex. [21], [22], [23], [24]) et dépendent notamment des conditions climatiques (zones arides, semi-arides, subhumides, humides),



des pratiques de mobilité des troupeaux (nomadisme, transhumance, sédentarité) et des objectifs d'élevage (viande, lait, traction animale, apport de fumure, etc.). L'une des caractéristiques communes, au niveau des pratiques mises en œuvre par les éleveurs, est le faible contrôle de la reproduction au sein des troupeaux, et les faibles quantités d'intrants alimentaires et sanitaires fournis aux animaux. Les cheptels sont ainsi fortement soumis à la variabilité des conditions extérieures, que j'appelle ici « variabilité environnementale » au sens large, en particulier la variabilité du risque sanitaire et du disponible en pâturages.

Les modèles matriciels ont été utilisés pour d'autres systèmes d'élevage et dans d'autres zones, notamment pour représenter des élevages intensifs en milieux tempérés. Par exemple, Azzam *et al.* ([25]) ont utilisé un modèle matriciel pour estimer la structure sexe-âge de troupeaux bovins allaitants dans des ranchs d'Amérique du Nord, en fonction de différentes stratégies de réforme des génisses et des vaches. Le modèle de Jalvingh *et al.* ([26], [27]) a été utilisé pour estimer l'effet des dates de vêlage sur la rentabilité économique de troupeaux bovins laitiers aux Pays-Bas, et celui de Yates *et al.* ([28]) pour l'effet de l'adoption des technologies de transfert d'embryons. Ces modèles sont cependant assez différents de ceux développés en Afrique subsaharienne.

Les élevages extensifs des régions tropicales posent des difficultés spécifiques, qui seront décrites dans ce mémoire, liées notamment aux pratiques d'élevage (p. ex. l'absence de contrôle de la reproduction) mais aussi au manque de données permettant de représenter finement les processus démographiques.

### **Autres modèles non abordés**

Ce mémoire ne fait pas de revue des modèles dynamiques utilisés en élevage. De nombreux types de modèles autres que les modèles matriciels ont été développés, notamment les modèles d'optimisation et les modèles individus-centrés. Les modèles d'optimisation sont des modèles à compartiments qui utilisent des algorithmes de « programmation linéaire » (ou non linéaire) ou de « programmation dynamique » pour estimer l'optimum de fonctions définissant des objectifs d'élevage. Ces modèles ont été très utilisés pour l'étude d'élevages intensifs, par exemple pour estimer des stratégies optimales de renouvellement de génisses ou de vaches dans les élevages allaitant ou laitiers (p. ex. [29], [30], [31], [32], [33]). Beaucoup se limitent à la seule représentation de la carrière reproductrice de la femelle ([33]).

Les modèles individus-centrés sont des modèles de simulation informatique représentant la trajectoire de vie de chaque animal. Les phénomènes survenant au niveau de l'animal (démographie, pratiques d'élevages, etc.) sont représentés par une succession d'événements discrets déterministes ou aléatoires ([34], [3], [35]). La dynamique globale du troupeau est obtenue en regroupant les trajectoires individuelles simulées. Ces modèles permettent de représenter finement certains états et processus qui ne peuvent être transcrits en quelques équations mathématiques simples.

Beaucoup de modèles individu-centrés ont été développés pour l'élevage des pays du nord à partir des années 1980, répondant à de nouveaux enjeux de recherche sur la compréhension et le pilotage de la variabilité individuelle pour des systèmes de production aussi bien intensifs qu'extensifs ([4]). Certains des modèles ont été discutés dans Blanc *et al.* ([36]), Agabriel & Ingrand ([3]) et Puillet *et al.* ([4]). La simulation des cycles reproductifs des femelles en fonction de la composante animale (potentiel génétique, réponse biologique aux variations environnementales, etc.) ou de contraintes techniques (détection des chaleurs, etc.) a été particulièrement ciblée par cette approche (p. ex. [37], [38], [39]). D'autres applications se sont attachées à représenter les facteurs de risque sanitaire dans les élevages intensifs et à l'interaction des maladies ([40-42]), ou encore les prises de décision des éleveurs et les modes de conduites des femelles reproductrices (p. ex. [34], [35]). Comme pour les modèles d'optimisation, les modèles individus-centrés ont principalement été utilisés pour des élevages des pays du nord, dans lesquels la reproduction était contrôlée et un grand nombre de données était disponible. Quelques modèles ont cependant été

utilisés pour représenter des élevages d'Afrique subsaharienne et j'en présente deux exemples en annexe 9.1.

Un autre type de modèle correspond aux « modèles de ferme », parfois regroupés sous l'intitulé « household models » dans la terminologie anglophone. Ces modèles représentent simultanément différentes activités de production menées au sein de la ferme, ainsi que leurs interactions éventuelles. Pour des élevages intensifs de l'île de la Réunion, Louhichi *et al.* ([43]) et Vayssière *et al.* ([44]) ont par exemple développé des modèles intégrant différentes activités d'agriculture et d'élevage (ainsi que des flux de biomasse, dans [44]). Mace et Houston ([45]) et Tichit *et al.* ([46]) ont développé des modèles simulant la viabilité de troupeaux pastoraux plurispécifiques (troupeaux contenant simultanément des petits et des grands ruminants), respectivement en Afrique et en Amérique du sud. Il s'agissait d'estimer les stratégies optimales (p. ex. au niveau de la taille et de la composition spécifique de troupeau) qui maximisaient la durabilité des élevages en présence de risques climatiques dus aux sécheresses. Je n'ai pas abordé ces modèles de ferme, car il représentait souvent les processus démographiques de manière succincte.

Enfin, des modèles importants correspondent aux modèles « végétation-herbivores » représentant la dynamique conjointe de prairies naturelles pâturées et de populations d'herbivores domestiques et/ou sauvages. Des modèles utilisant des formalismes très variés ont été proposés pour des cheptels de zones arides et semi-arides (p. ex. en Afrique du Sud, en Australie et au Mexique) mais très peu ont pour l'instant été appliqués en Afrique subsaharienne. Bien que prometteurs, ces modèles se heurtent à de grandes difficultés. Je reviendrai sur ce type de modèles au cours du texte et dans mes perspectives de recherche.

## **Organisation du mémoire**

Le présent mémoire est organisé en cinq chapitres (2-7) suivis d'une annexe présentant quelques détails techniques. Le domaine d'application des modèles matriciels en élevage tropical est encore relativement peu connu. J'ai donc souhaité profiter de ce mémoire pour décrire assez précisément le contexte dans lequel j'ai positionné mes travaux. J'y ai consacré les trois premiers chapitres (2-4 : principe des modèles matriciels, concept de productivité, et illustrations d'applications des modèles matriciels en Afrique subsaharienne), ce qui a engendré un document de longueur peut être inhabituelle pour un mémoire d'HDR. La description de mes activités propres débute au chapitre 5.

Le chapitre 5 présente les principales limitations et difficultés techniques que j'ai identifiées pour l'application des modèles matriciels en élevage tropical, qui ont orienté mes travaux méthodologiques. Ces travaux sont synthétisés dans le chapitre 6. Enfin, le chapitre final (7) propose un ensemble de perspectives de recherche.

# 2.

## Principes généraux des modèles matriciels

Ce chapitre introduit les principales bases techniques d'un modèle matriciel représentant la dynamique d'un cheptel de ruminants domestiques.

### 2.1. Exemple d'un modèle à pas de temps annuel

Je prends ici l'exemple d'un modèle matriciel à pas de temps annuel (c.-à-d. dans lequel l'intervalle  $(t, t+1)$  correspond à une année) représentant les femelles d'un cheptel bovin. La modélisation des mâles suit le même principe. Les compartiments du modèle sont des classes d'âge annuelles. Pour simplifier la présentation, je pose également les hypothèses suivantes.

Au sein d'une classe d'âge donnée, les taux démographiques sont constants : ils ne dépendent pas du temps, de la densité des animaux ou d'autres facteurs. Toutes les naissances sont supposées survenir instantanément en fin d'année. Le choix du début ou de fin d'année n'a pas d'importance ici. En anglais, ce schéma reproductif est appelé « birth-pulse reproduction » ([15] p.23). Les importations de femelles (achats, dons, etc.) dans le cheptel sont négligées. Enfin, les femelles de toutes classes d'âge peuvent être exploitées (abattages, ventes, dons, etc.) en cours d'année. A ces exploitations, s'ajoute la « réforme finale » ou réforme de « fin de vie » : toutes les femelles atteignant l'âge de 11 ans en fin d'année sont exploitées (cf. p. ex. les scénarios utilisés

dans [47]) et [48]). La Figure 1-a décrit le cycle de vie des femelles représenté dans ce modèle matriciel.

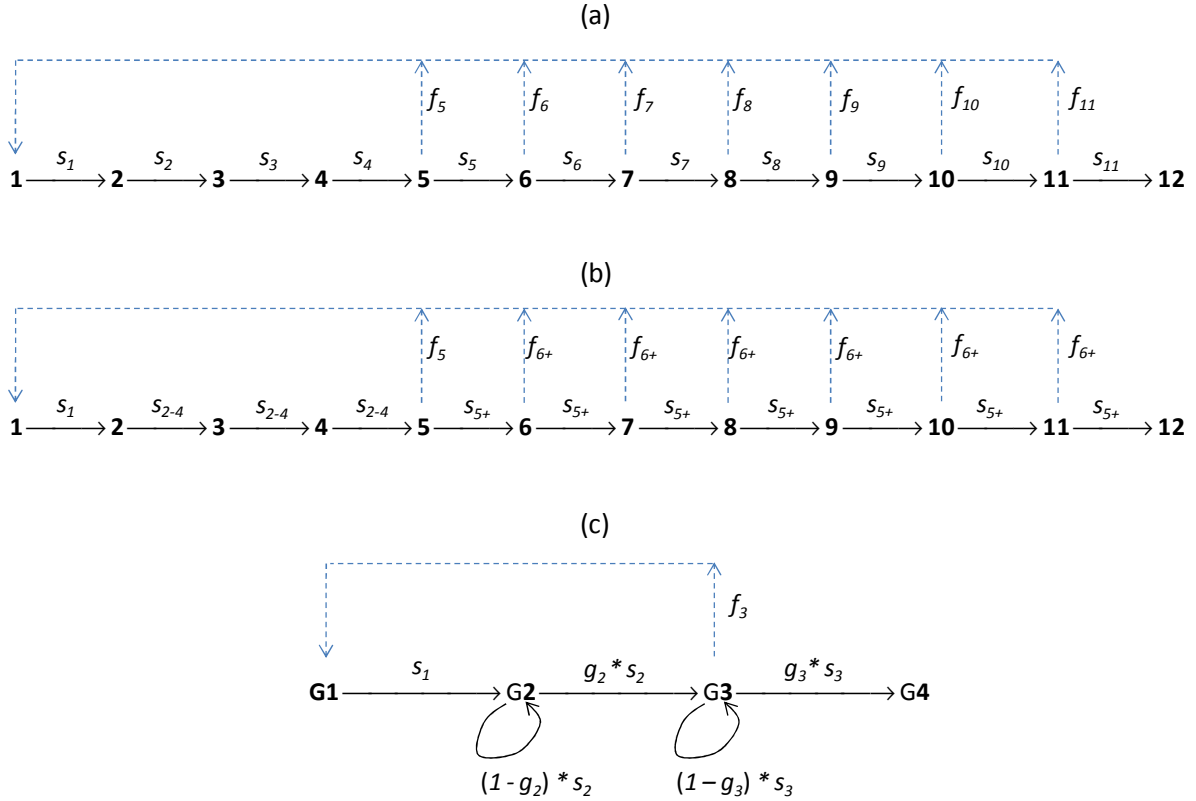


Figure 1 : Différents schémas conceptuels d'un modèle matriciel à pas de temps annuel représentant un cheptel femelle de bovins, avec une reproduction supposée instantanée en fin d'année. (a) Le cheptel est décomposé en classes d'âge annuelles. (b) Même chose que précédemment, mais les taux de survie sont supposés égaux entre les classes 2-4 ( $s_{2-4}$ ) puis pour les classes  $\geq 5$  ( $s_{5+}$ ), et les taux de fécondité sont supposés égaux pour les classes  $\geq 6$  ( $f_{6+}$ ). (c) Les classes annuelles 2-4 sont agrégées dans un groupe G2 et les classes 5-11 dans un groupe G3 (G1 = classe 1 et G4 = classe 12).

En démographie, une cohorte est définie par l'ensemble d'individus nés dans une même période. Le présent exemple représente des cohortes annuelles. A un temps  $t$  donné, toutes les femelles d'une même cohorte annuelle ont un âge identique puisque la reproduction est supposée synchronisée. Je note  $x_i(t)$  l'effectif de femelles présentes au temps  $t$  dans la classe d'âge  $i$ , c'est-à-dire ayant l'âge exact  $i-1$  ans (ici  $i$  va de 1 à 12). Par exemple,  $x_3(t)$  est l'effectif de femelles ayant l'âge 2 ans exact (= 730 jours) à  $t$ . La composante  $x_1(t)$  est l'effectif des naissances survenues à  $t$ , c'est-à-dire en fin d'année ( $t-1, t$ ). La composante  $x_{12}(t)$  est l'effectif des femelles ayant l'âge 11 ans exact au temps  $t$ . Cette composante est mise à zéro puisque les femelles ont subi la réforme finale juste avant  $t$ . Pour l'année  $(t, t+1)$ , l'effectif de naissances en fin d'année est donné par :

$$x_1(t+1) = \sum_{i \geq 4} f_{i+1} \times s_i \times x_i(t)$$

Le paramètre  $f_i$  correspond au taux de « fécondité nette » de la classe d'âge  $i$  (en ne comptabilisant ici que les naissances femelles, car le modèle matriciel ne représente que les femelles), c'est-à-dire l'effectif moyen de nées vivantes issue d'une femelle de la classe  $i$ .

Dans ce modèle,  $f_i$  est un taux moyen sur l'ensemble des femelles de la classe d'âge, quelque soit le statut reproductif de ces femelles : en gestation, vides, stériles, etc. Par exemple,  $f_i = 0.25$  signifie qu'une femelle de classe d'âge  $i$  engendre en moyenne 0.25 naissance femelle par an. En général, le paramètre  $f_i$  est un taux « composite », pouvant être défini par :

$$f_i = p_f \times (1 - \delta) \times \gamma \times h_{mb,i}$$

où  $h_{mb,i}$  est le taux de mise bas (nb. moyen de mise bas/femelle/an),  $\gamma$  la prolificité (nb. moyen de naissances/mise bas),  $\delta$  la mortalité (proportion de mort-nés parmi les naissances) et  $p_f$  la proportion de femelles à la naissance.

Le paramètre  $s_i$  correspond à la probabilité de survie de la classe d'âge  $i$  entre  $t$  et  $t+1$ . L'effectif de femelles dans la classe  $i+1$  en fin d'année, juste avant la reproduction (et, pour la dernière classe d'âge, avant la réforme finale) est  $s_i \times x_i(t)$ . En élevage, la probabilité de survie  $s_i$  dépend de deux paramètres : la probabilité de mort naturelle et la probabilité d'exploitation. La représentation conjointe de la mortalité et de l'exploitation est l'une des difficultés importantes des modèles matriciels représentant des populations exploitées. Cela est détaillé plus loin dans le mémoire. Une approche additive est de définir la probabilité de survie par :

$$s_i = 1 - p_{m,i} - p_{e,i}$$

où  $p_{m,i}$  et  $p_{e,i}$  représentent respectivement des probabilités de mort et d'exploitation. Une approche multiplicative (p. ex. [16], [49]) suppose que l'exploitation survient en début ou en fin d'année, avant ou après la mortalité, comme précédemment pour la reproduction et la réforme finale. La probabilité de survie s'écrit alors :

$$s_i = (1 - p_{e,i}) \times (1 - p_{m,i})$$

Les paramètres  $p_{m,i}$  et  $p_{e,i}$  ont des interprétations et des valeurs différentes selon l'approche considérée (additive ou multiplicative).

Les équations du modèle matriciel décrivant la dynamique des différentes classes d'âge dans le Tableau 1 peuvent être regroupées sous des formes matricielles :

$$x(t+1) = A \times x(t)$$

avec :

$$A = F \times (I - C) \times G \times S$$

où  $S$  est la matrice de survie,  $G$  la matrice de transition entre les classes après la survie,  $C$  la matrice de réforme finale,  $I$  la matrice identité ( $I - C$  représente l'échappement à la réforme finale),  $F$  la matrice de fécondité et  $x(t)$  le vecteur des effectifs  $x_i(t)$ , et  $A$  la matrice de projection.

La matrice  $A$  est souvent appelée « matrice de Leslie » dans la littérature. Elle a la forme suivante :

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & f_5 \times s_4 & f_6 \times s_5 & f_7 \times s_6 & f_8 \times s_7 & f_9 \times s_8 & f_{10} \times s_9 & f_{11} \times s_{10} & 0 & 0 \\ s_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & s_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & s_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & s_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & s_5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & s_6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & s_7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & s_8 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & s_9 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & s_{10} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Tableau 1 : Paramètres du modèle matriciel annuel représentant 12 classes d'âge annuelles et séquence des calculs entre  $t$  et  $t+1$  an.

Age (an)	Classe d'âge	Fécondité $f_i$	Survie $s_i$	Cheptel initial $x(t)$	Après survie des classes	Après transition entre classes	Après réforme finale	Cheptel final Après naissances $x(t+1)$
0	1	0	$s_1$	$x_1$	$s_1 \times x_1$	0	0	$\sum_{i \geq 4} f_{i+1} \times s_i \times x_i(t)$
1	2	0	$s_2$	$x_2$	$s_2 \times x_2$	$s_1 \times x_1$	$s_1 \times x_1$	$s_1 \times x_1$
2	3	0	$s_3$	$x_3$	$s_3 \times x_3$	$s_2 \times x_2$	$s_2 \times x_2$	$s_2 \times x_2$
3	4	0	$s_4$	$x_4$	$s_4 \times x_4$	$s_3 \times x_3$	$s_3 \times x_3$	$s_3 \times x_3$
4	5	$f_5$	$s_5$	$x_5$	$s_5 \times x_5$	$s_4 \times x_4$	$s_4 \times x_4$	$s_4 \times x_4$
...	...	...	...	...	...	...	...	...
10	11	$f_{11}$	$s_{11}$	$x_{11}$	$s_{11} \times x_{11}$	$s_{10} \times x_{10}$	$s_{10} \times x_{10}$	$s_{10} \times x_{10}$
11	12	0	0	$x_{12}=0$	0	$s_{11} \times x_{11}$	0	0

Les principales propriétés mathématiques des modèles  $x(t+1) = A \times x(t)$  sont décrites dans Caswell ([15]). Une propriété importante est la convergence progressive du modèle vers un état stable, indépendant de l'état initial  $x(0)$ . Sous de faibles hypothèses non importantes ici, la structure de la population :

$$u(t) = x(t) / n(t)$$

et le taux de multiplication de la population :

$$m(t) = n(t+1) / n(t)$$

convergent respectivement vers un vecteur constant  $v$  et un scalaire constant  $\lambda$ . La structure  $v$  et le taux  $\lambda$  ne dépendent que des composantes de la matrice  $A$  et non du vecteur d'état initial  $x(0)$ . Ils sont calculés respectivement par le vecteur propre dominant et la valeur propre dominante de  $A$ . Avant d'atteindre la convergence,  $u(t)$  et  $m(t)$  présentent des fluctuations, dépendantes de  $A$  et de  $x(0)$ . Cette phase est appelée « régime transitoire » du modèle.

## 2.2. Estimation des paramètres et parcimonie statistique

Les paramètres  $f_i$  et  $s_i$  des modèles matriciels sont estimés à l'aide de modèles statistiques (p. ex. les modèles linéaires généralisés, [50], illustrés plus loin) ajustés sur des données collectées sur le terrain. L'étape d'ajustement consiste à identifier des modèles statistiques parcimonieux, c'est-à-dire ayant le moins de paramètres possible, qui réduisent la variance des estimations tout en ayant des biais limités.

En pratique, la recherche de parcimonie est souvent orientée par des connaissances *a priori*. Par exemple, dans les troupeaux bovins d'Afrique subsaharienne, la forme générale de la courbe de variation du taux de mise bas avec l'âge des femelles est relativement connue : le taux suit une courbe en plateau démarrant vers l'âge de 4 ans (Figure 2-a).

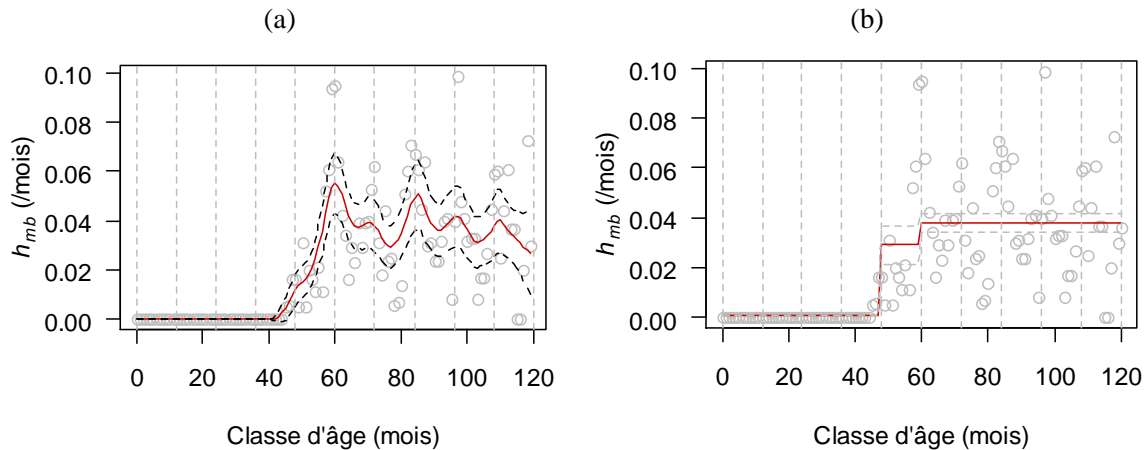


Figure 2 : Variation du taux mensuel moyen de mise bas avec l'âge des femelles dans un cheptel de bovins N'Dama au sud Sénégal (Kolda). Les points représentent les taux calculés par classe d'âge mensuelle. (a) La courbe en trait plein représente un lissage non paramétrique des taux mensuels, et les courbes en pointillés l'intervalle de confiance au risque 5% du lissage. Les lignes verticales délimitent les âges en années. Les mises bas du cheptel ont démarré à partir de 4 ans (la gestation étant de 9 mois, ceci correspond à des premières fécondations après trois ans). Les taux augmentent rapidement entre 4 et 5 ans puis atteignent un plateau plus ou moins régulier. Le premier pic correspond aux génisses ayant leur première mise bas vers 5 ans (dans les données, l'âge moyen à la 1<sup>ère</sup> mise bas était de 5.2 ans) et le second pic à celles qui ont sauté une année et qui ont eu leur première mise bas vers 6 ans. Ces deux premiers pics se reportent ensuite à respectivement 7 et 8 ans (2<sup>ème</sup> mise bas et passage du statut primipare au statut multipare), suivant un intervalle moyen entre mises bas d'environ deux ans (dans les données, le taux annuel moyen de mise bas était de 0.45/an). (b) Les taux mensuels moyens (courbe en trait plein en escalier) ont été estimés par groupe d'âge : 0 à 4 ans, >4 à 5 ans et >5 ans. Sources : données ISRA/CIRAD ABT, calculs effectués d'après [OS2].

Dans l'exemple du modèle matriciel annuel précédent, il semble ainsi raisonnable de remplacer le modèle statistique complet à sept paramètres «  $M1 = \{h_{mb,5}, h_{mb,6}, \dots, h_{mb,11}\}$  » par un modèle plus parcimonieux basé sur cette connaissance *a priori*. Deux modèles « candidats » sont notamment «  $M2 = \{h_{mb,5}, h_{mb,6+}\}$  » (Figure 2-b, correspondant au schéma en Figure 1-b) et «  $M3 = \{h_{mb,5+}\}$  », dans lesquels le taux  $h_{mb,i+}$  représente le taux de mise bas estimé en moyenne pour les femelles d'âge supérieur ou égal  $i$ .

Le choix entre les modèles d'estimation peut également être basé sur des tests statistiques ou des « critères de sélection ». Lorsque les paramètres sont estimés avec la méthode du maximum de vraisemblance (MV), le test du rapport de vraisemblance (LRT : [51], [52]) ou le critère d'Akaike ([53] ;  $AIC = -2 \times \text{Log-vraisemblance} + 2 \times \text{nb. paramètres}$ ) sont des outils courants. Pour l'AIC, la valeur la plus faible détermine le meilleur modèle en terme de compromis variance-biais. La démarche a notamment été illustrée et discutée par Lebreton *et al.* ([54]) dans le cadre de la démographie des populations sauvages et des modèles de captures-recaptures.

Dans la modélisation des systèmes biologiques, il est fréquent d'observer, non pas un seul modèle parcimonieux, mais un ensemble de modèles ayant des valeurs AIC proches et représentant tous de bon compromis entre la variance et le biais des estimations. Dans ce cas, plusieurs modèles peuvent être conservés et les inférences statistiques peuvent alors être basées sur des moyennes pondérées des estimations issues des différents modèles candidats (méthode de « model averaging » en anglais, [53]).

### 2.3. Parcimonie structurelle

La parcimonie peut également être recherchée en termes de structure du modèle matriciel, en agrégeant certains compartiments dont les caractéristiques sont semblables ([55]). Ce type d'agrégation réduit le nombre de paramètres à estimer (parcimonie statistique décrite plus haut) mais aussi la dimension du système dynamique. Dans notre exemple, la Figure 1-c représente un modèle groupant les classes annuelles 2-4 en un groupe « subadultes » et les classes 5-11 en un groupe « adultes ». Le modèle passe alors de 12 à 4 compartiments, avec la matrice de projection suivante :

$$A = \begin{bmatrix} 0 & f_3 \times g_2 \times s_2 & f_3 \times (1-g_3) \times s_3 & 0 \\ s_1 & (1-g_2) \times s_2 & 0 & 0 \\ 0 & g_2 \times s_2 & (1-g_3) \times s_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Cette agrégation a cependant un coût. Elle nécessite d'estimer un type de paramètre supplémentaire : les probabilités  $g_i$  représentant la proportion des animaux qui transitent entre groupes d'âge entre  $t$  et  $t+1$  (Tableau 2). Dans le modèle matriciel initial (classes d'âge 1-12, Figure 1-a), l'intervalle de temps  $(t, t+1)$  est égal à la durée de chaque classe. Les femelles de la classe  $i$  présentes à  $t$  et survivant jusqu'à  $t+1$  passent donc obligatoirement dans la classe  $i+1$  à  $t+1$  :  $g_i = 1$  pour tous les  $i$ . Lorsque la durée d'un groupe d'âge est supérieure à l'intervalle  $(t, t+1)$ , seule une partie des femelles vont passer dans le groupe d'âge supérieur. Par exemple, pour le groupe d'âge 2 composé des classes 2-4, seule la proportion  $g_2$  des  $s_2 \times x_2(t)$  femelles survivant jusqu'à  $t+1$  passent dans le groupe d'âge 3. La proportion  $1 - g_2$  reste dans le groupe 2. Les probabilités  $g_i$  sont difficiles à estimer, car la structure d'âge au sein des groupes, qui détermine les taux de passage entre groupes, n'est pas explicitement représentée dans le modèle agrégé. Différentes approximations



sont discutées dans Caswell ([15], p. 159-166). Mais leurs biais ont à ma connaissance été peu étudiés, en tout cas dans le cadre des cheptels domestiques.

*Tableau 2 : Paramètres du modèle matriciel annuel représentant 4 groupes d'âge (Figure 1-c) et séquence des calculs entre  $t$  et  $t+1$  an.*

Groupe d'âge	Classe d'âge	Fécondité $f_i$	Survie $s_i$	Transition $g_i$	Cheptel initial $x(t)$	Après survie des classes	Après transition entre classes	Après réforme finale	Cheptel final Après naissances $x(t+1)$
1	1	0	$s_1$	$g_1$	$x_1$	$s_1 \times x_1$	0	0	$f_3 \times [g_2 \times s_2 \times x_2 + (1-g_3) * s_3 * x_3]$
2	2,3,4	0	$s_2$	$g_2$	$x_2$	$s_2 \times x_2$	$s_1 \times x_1 + (1-g_2) \times s_2 \times x_2$	$s_1 \times x_1 + (1-g_2) \times s_2 \times x_2$	$s_1 \times x_1 + (1-g_2) \times s_2 \times x_2$
3	5, ..., 11	$f_3$	$s_3$	$g_3$	$x_3$	$s_3 \times x_3$	$g_2 \times s_2 \times x_2 + (1-g_3) \times s_3 \times x_3$	$g_2 \times s_2 \times x_2 + (1-g_3) \times s_3 \times x_3$	$g_2 \times s_2 \times x_2 + (1-g_3) \times s_3 \times x_3$
4	12	0	0	0	$x_4=0$	0	$g_3 \times s_3 \times x_3$	0	0

## 2.4. Analyses de sensibilité

Les techniques d'analyse de sensibilité des modèles matriciels sont anciennes (cf. [56], [57] pour une introduction). A l'origine, elles consistent en des analyses « one-at-time » (OAT) : une situation de référence est fixée, puis l'analyse fait varier successivement chaque paramètre du modèle par rapport à cette situation de référence. Un seul paramètre varie, les autres restent fixés à la valeur de référence. Le plus souvent, les analyses sont « locales », c'est-à-dire supposant des variations très faibles des paramètres, en utilisant des calculs de dérivées partielles ou des calculs par simulations.

Plus récemment, beaucoup d'auteurs (p. ex. [58]) ont souligné l'intérêt d'analyses plus globales, notamment en présence de non-linéarité dans les réponses du modèle ou d'interactions entre les paramètres. Ces analyses font varier tous les paramètres (ou au moins une partie) conjointement et sont basées sur des méthodes de simulation. Elles permettent d'étudier la sensibilité d'un modèle aux différents paramètres, mais aussi de calculer des intervalles d'incertitudes autour des résultats. Une difficulté est l'augmentation très rapide des dimensions de l'espace des paramètres avec l'effectif de paramètres considérés dans l'analyse. Par exemple, un modèle avec douze paramètres ayant chacun trois modalités de valeur (« faible », « moyenne », « forte ») engendre  $3^{12} = 531441$  combinaisons possibles de valeurs. Le parcours exhaustif de cet espace est impossible en raison de temps de calcul trop élevés. Des techniques spécifiques (p. ex. les plans en hypercubes latins répliqués) doivent être utilisées pour sous-échantillonner cet espace.

Le domaine de l'analyse globale est en pleine expansion, avec une disponibilité croissante en outils informatiques spécifiques ([59]).

## 2.5. Différents types de modèles matriciels

Le modèle de base  $x(t+1) = A \times x(t)$  peut se décliner sous de nombreuses formes plus ou moins compliquées. Par exemple, un environnement variable au cours du temps peut être modélisé par :

$$x(t+1) = A(t) \times x(t)$$

où  $A(t)$  s'applique à l'intervalle  $(t, t+1)$ . La séquence  $\{A(t)\}$  des matrices de projection peut être fixée de manière déterministe ou dépendre d'un modèle probabiliste. Dans ce dernier cas, la variabilité est appelée « stochasticité environnementale » ([14], [17]).

Une approche usuelle des modèles matriciels à stochasticité environnementale est de définir un nombre fini « d'états de nature » (p. ex. [15] p. 377). Chaque état de nature représente un contexte environnemental donné, par exemple un environnement plus ou moins favorable. Dans le modèle, les états de nature  $E_j$  ( $j = 1, \dots, J$ ) sont chacun associés avec une matrice  $A_j$  ( $j = 1, \dots, J$ ). Les séquences environnementales aléatoires  $\{E(t)\}$  et donc  $\{A(t)\}$  sont engendrées à partir d'une « matrice de transition environnementale »  $P(t)$ . En supposant un environnement à deux états  $E = \{E_1, E_2\}$  et un processus homogène (i.e.  $P(t) = P$ ), la matrice de transition est :

$$P = \begin{bmatrix} p_1 & 1 - p_2 \\ 1 - p_1 & p_2 \end{bmatrix}$$

où  $p_j$  est la probabilité d'observer l'état  $E_j$  au temps  $t+1$  sachant que l'état était  $E_j$  au temps  $t$ . Par rapport au modèle déterministe de base, la variabilité stochastique et les éventuelles autocorrélations temporelles entre les environnements  $E_j$ , qui dépendent des propriétés de la matrice  $P$ , compliquent le comportement du modèle. Les fluctuations de la structure  $u(t)$  de la population ont notamment des conséquences sur le taux de croît à long terme de la population ([15], [17], [60]), non détaillées ici.

Dans d'autres modèles, la matrice de projection peut contenir des taux démographiques dépendant des effectifs d'animaux :

$$x(t+1) = A(x(t)) \times x(t)$$

par exemple pour modéliser l'effet d'une ressource limitée sur les performances de reproduction ou de survie. Les taux peuvent aussi dépendre de variables externes  $z$  :

$$x(t+1) = A(z(t)) \times x(t)$$

Un champ particulier des modèles matriciels concerne l'étude de la viabilité de petites populations (p. ex. [61], [62]), avec des modèles représentant une « stochasticité démographique » ([15] chap. 15). Les événements démographiques survenant dans les intervalles  $(t, t+1)$  sont considérés comme étant des réalisations de lois de probabilités discrètes, par exemple des lois de Bernoulli. Dans ces modèles, les effectifs d'animaux  $x_i(t)$  sont toujours des nombres entiers, alors que dans les autres modèles ils sont des nombres réels. L'extinction de la population est atteinte lorsque  $\sum x_i(t) = 0$ .

Enfin, les modèles matriciels appelés multisites ou multiétats ([63-66]) sont de plus en plus utilisés pour modéliser conjointement l'âge des individus et d'autres facteurs d'hétérogénéité comme des sites géographiques ou des stades physiologiques. En plus des taux démographiques par âge, la matrice de projection contient alors des probabilités de transitions entre les sites ou les stades.

# 3.

## **Estimation de la productivité des cheptels : des approches empiriques vers les modèles matriciels**

Augmenter la productivité des élevages traditionnels est une voie importante pour répondre à la demande croissante des pays d'Afrique subsaharienne en produits animaux. Il est nécessaire de disposer de bons indicateurs pour pouvoir mettre en évidence (p. ex. dans des expérimentations en milieu villageois) ou prédire (dans des simulations *ex ante*) des améliorations. Ce n'est pas simple, car la productivité d'un cheptel fait la synthèse de nombreux processus. Diverses définitions et approches d'estimation ont été proposées. Le présent chapitre en fait une revue, après une caractérisation rapide des élevages traditionnels.

### **3.1. Elevages traditionnels : des systèmes très contraints**

Van de Ven et al. ([67]) ont proposé un schéma d'élaboration de la production animale dans un système (Figure 3). Des facteurs génétiques et climatiques définissent un « potentiel de production ». Ce potentiel ne peut être atteint que si les « facteurs de limitation » (besoins en eau et en aliments) sont satisfaits. Des « facteurs de réduction » (maladies, dégradation du milieu, etc.) s'ajoutent ensuite pour diminuer encore la production. Dans un autre schéma, Landais & Balent

([68]) mettent en avant l'importance des décisions des éleveurs et des pratiques d'élevage qui en découlent (Figure 4).

En Afrique subsaharienne, la production des élevages traditionnels est fortement contrainte par trois facteurs (p. ex. [1]) : (i) les disponibles en pâturages sont limités en quantité et en qualité, et très variables dans le temps, (ii) les maladies épidémiques ou endémiques sont très présentes, (iii) les cheptels sont composés de races locales non améliorées, robustes et adaptées au milieu mais peu productives. Ces facteurs, ainsi que les pratiques d'élevage, sont discutés ci-dessous.

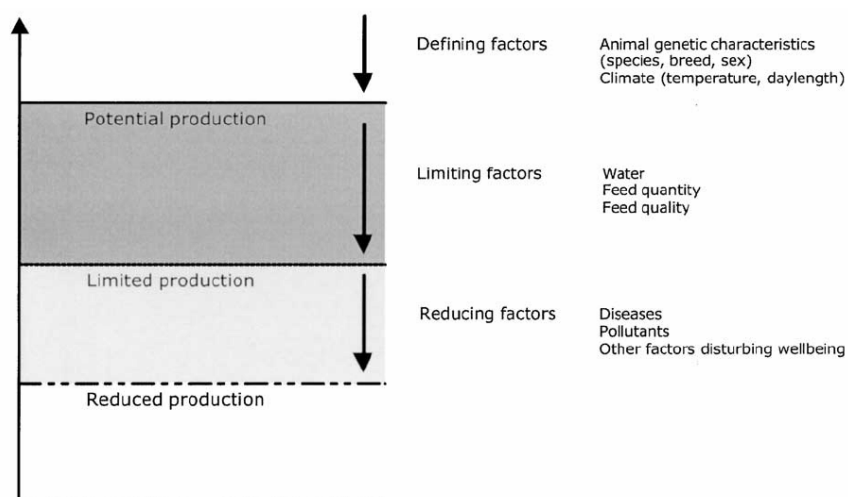


Figure 3 : Effet des facteurs écologiques sur la production animale dans un système. Source : [67].

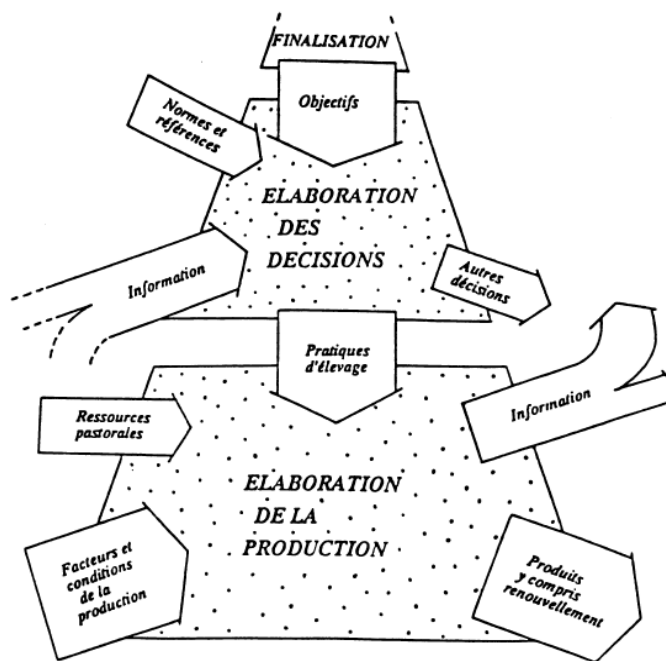


Figure 4 : Schéma d'élaboration de la production animale en élevage extensif. Source : Landais & Osty 1991 dans [68].

### **3.1.1. Contraintes nutritionnelles**

Les troupeaux d'Afrique subsaharienne s'alimentent essentiellement sur les parcours naturels. Ces parcours fournissent des ressources insuffisantes et de grande variabilité temporelle, due à la variabilité de la pluviométrie. L'alternance de saisons sèches et pluvieuses ainsi que des périodes de sécheresse récurrentes provoquent des stress nutritionnels permanents pour les animaux. Les résidus de récolte, laissés en vaine pâture dans les champs après la récolte ou stockés dans les fermes, ne comblent pas les déficits nutritionnels et peu de compléments (achats de résidus de récolte ou agro-industriels) sont fournis aux animaux par les éleveurs. Les animaux doivent ainsi puiser fortement dans leurs réserves pour assurer leurs fonctions biologiques. Certains facteurs exacerbent la sous-nutrition en limitant l'accès aux pâturages. Par exemple, l'expansion des zones cultivées, les pratiques des cultures de contre-saisons, qui empêchent les animaux d'accéder à la vaine pâture, ou la présence de mouches tsé-tsé sont des facteurs limitants.

La reproduction des animaux est particulièrement sensible à l'alimentation (p. ex. [69] [70], [71]). Les effets de la nutrition sur la capacité reproductrice s'observent à différentes phases de la vie productive de la femelle : dès son jeune âge via ses effets sur le moment d'apparition de la puberté, puis chez les femelles adultes par son impact sur le taux de mise bas (et sur la prolificité) et donc sur le rythme de reproduction ([70]). Les femelles des élevages traditionnels ont des performances reproductives bien inférieures aux maximums physiologiques, malgré des capacités d'adaptation élevées aux stress nutritionnels ([71]). Le Tableau 3, sur les taux de reproduction d'élevages sahéliens, en donne une illustration. Pour les troupeaux bovins, les vaches apparaissent peu précoces avec des âges moyens de première mise bas supérieurs à 4 ans alors que, pour les mêmes races, une alimentation améliorée des génisses peut réduire cet âge à moins de 3 ans ([72], [73]). Les rythmes de reproduction sont lents. La gestation de neuf mois et suivie d'une longue période d'aneustrus, engendrant des intervalles entre mise bas proches de deux ans et des taux moyens de 0.4-0.6 mise bas/vache/an. Par comparaison, les systèmes intensifs des milieux tempérés ciblent une mise bas/an pour chaque vache ([74]). Les brebis et les chèvres ont une gestation plus courte (5 mois) et des rythmes de reproduction plus rapides (avec des taux moyens de 0.7-1.1 mises bas/an) mais qui sont toujours en deçà des taux de 1.5 mises bas/an observés dans les systèmes allaitants des milieux tempérés ([74]).

Les stress nutritionnels ont également un effet sur la survie des animaux. De nombreuses études ont par exemple montré que les déficits nutritionnels saisonniers augmentent les risques de mortalité, surtout chez juvéniles (p. ex. [75] et [76] pour les agneaux). Ces déficits s'expriment de manière encore plus drastique dans les périodes de sécheresse, engendrant des mortalités et des déstockages (abattages et ventes d'urgence) dans toutes les classes d'âge, et des perturbations durables dans la démographie des cheptels ([77-79]).

### **3.1.1. Contraintes sanitaires**

Les cheptels sont soumis à de très nombreuses maladies animales ([109] pour un panorama) dont le développement ou la persistance sont favorisés par l'insuffisance des soins préventifs ou curatifs délivrés par les éleveurs et les services vétérinaires des pays. Ces maladies ont des effets directs sur les fonctions physiologiques des animaux, mais aussi indirects : diminution de la force de traction animale, du prix de vente des animaux, interdictions d'exportation du bétail, etc. Beaucoup d'études ont montré l'effet des maladies sur les performances de reproduction et la survie des animaux. Par exemple dans les zones subhumides, la trypanosomiose provoque des mortalités, mais aussi diminue la fécondité des vaches ([110], [111]) et des chèvres ([112]). Les zones subhumides et humides zones sont également particulièrement touchées par le parasitisme gastro-intestinal endémique, engendrant des mortalités élevées ([86]). Dans les zones plus sèches, les épidémies de pneumopathies et de pestes provoquent de fréquents pics de mortalités ([113]).

Quelle que soit l'espèce, les mortalités issues de maladies et de sous-nutrition touchent particulièrement les jeunes. Dans les cheptels sahéliens (Tableau 4 pour illustration), les taux de mortalité juvénile (0-1 an) des bovins se situent par exemple entre 10-30 %. Puis la mortalité diminue assez rapidement avec l'âge, excepté lors d'épidémies qui touchent toutes les classes d'âge, avec une mortalité annuelle adulte de l'ordre de 5 %.

La même évolution est observée chez les petits ruminants, mais avec des mortalités plus élevées. Dans les zones plus humides, la mortalité entre 0 et 1 an peut même aller jusqu'à 50 % en raison du risque parasitaire ([114], [75], [86], [115]).

*Tableau 3 : Paramètres de reproduction dans les cheptels de systèmes traditionnels sahéliens (pluviométries monomodales de 200-700 mm/an). Source : [OV3].*

(a) Ages moyens à la première mise bas (mois).								
Bovins			Ovins			Caprins		
Pays	Age	Source	Pays	Age	Source	Pays	Age	Source
Mali	> 48	[80]	Mali	16	[81]	Mali	16	[81]
Mali	48	[82]	Niger	16	[83]	Niger	14	[84]
Mali	54	[85]	Sénégal	17	[86]	Niger	14	[87]
Mali	49	[88]	Tchad	13	[89]	Niger	13	[89]
Mali	51	[90]	Tchad	13-14	[91]	Sénégal	16	[86]
Mali	50	[92]				Sénégal	16	[93]
Mali	50	[18], [81]				Tchad	14	[94]
Niger	55	[95]				Tchad	14-17	[91]
Niger	43-58	[96]						
Soudan	> 48	[97]						

(b) Taux de mise bas annuels (nb. moyen de mises bas/femelle reproductrice/an).								
Bovins			Ovins			Caprins		
Pays	Taux	Source	Pays	Taux	Source	Pays	Taux	Source
Mali	66	[80]				Niger	114	[87]
Mali	50	[92]	Niger	106	[83]	Niger	80	[98]
Mali	57	[99]	Niger	66	[98]	Sénégal	82	[100]
Mali	50-52	[81], [18]	Sénégal	92	[86]	Sénégal	83	[86]
Mali	69	[85]	Somalie	62	[101]	Sénégal	81	[102]
Niger	63	[103]	Tchad	85-98	[91]	Sénégal	80	[93]
Niger	60	[82]				Somalie	65	[101]
Niger	58	[95]				Tchad	80-102	[91]
Niger	50	[98]						
Niger	54	[104]						
Sénégal	40	[105]						

Sénégal	33	[106]
Soudan	40-65	[97]

(c) Taux de prolificité (nb. moyen de nés vivants ou mort-nés / mise bas).

Ovins			Caprins		
Pays	Taux	Source	Pays	Taux	Source
Mali	1.04	[81]	Mali	1.19	[81]
Niger	1.07	[83]	Niger	1.47	[87]
Niger	1.06	[95]	Niger	1.19	[95]
Somalie	1.00	[101]	Niger	1.26	[89]
Sénégal	1.05 <sup>(1)</sup>	[86]	Niger	1.24-1.36	[84]
Soudan	1.14	[107]	Sénégal	1.12	[100]
Tchad	1.01-1.07	[91]	Sénégal	1.24	[102]
			Sénégal	1.24 <sup>(a)</sup>	[86]
			Sénégal	1.20	[93]
			Soudan	1.51	[108]
			Somalie	1.00	[101]
			Tchad	1.00-1.10	[91]

<sup>(1)</sup> Uniquement les nés vivant.

Tableau 4 : Taux de mort naturelle (%) dans les cheptels de systèmes traditionnels sahéliens (pluviométries monomodales de 200-700 mm/an). Source : [OV3].

(a) Juvéniles

Bovins				Ovins				Caprins			
Pays	Age	Taux	Source	Pays	Age	Taux	Source	Pays	Age	Taux	Source
Mali	0-1 an	31	[80]	Mali, Soud.	0-6 m.	26-30	[116]	Mali	0-1 an	37	[81], [117]
Mali	0-1 an	31	[99]	Mali	0-1 an	27	[81], [117]	Niger	0-6 mo	19	[95]
Mali	0-1 an	13-22	[81],[18]	Niger	0-6 mo	18	[95]	Sénégal	0-3 mo	10	[100]
Mali	0-1 an	34	[92]	Sénégal	0-1 an	17	[86]	Sénégal	0-1 an	25	[86]
Niger	0-1 an	5	[95]	Somalie	0-1 an	30	[101]	Sénégal	0-3 mo	8	[102]
Soudan	0-6 mo	15	[97]					Sénégal	0-3 mo	9	[93]
								Somalie	0-1 an	32	[101]

## (b) Subadultes et adultes

Bovins				Ovins				Caprins			
Pays	Age	Taux	Source	Pays	Age	Taux	Source	Pays	Age	Taux	Source
Mali	1-2 ans	5-10	[80]	Mali	>1 an	13	[81], [117]	Mali	>1 an	13	[81], [117]
Mali	>2 ans	2	[80]	Somalie	>1 an	16	[101]	Somalie	>1 an	16	[101]
Mali	1-2 ans	5	[99]	Sénégal	>1 an	9	[86]	Sénégal	>1 an	6	[86]
Mali	1-4 ans	4-6	[92]	Niger	>6 mois	16	[95]	Niger	>6 mois	13	[95]
Mali	>4 ans	7	[92]								
Mali	>4 ans	5	[81],[117]								
Niger	> 1 an	3	[95]								

**3.1.2. Pratiques d'élevage**

Les pratiques d'élevage, qui conditionnent ce qui est appelé le « mode de fonctionnement des troupeaux » ([74], [118], [71], [119]), est également une contrainte pour la productivité des élevages traditionnels.

L'une des caractéristiques majeures du mode de fonctionnement traditionnel est l'absence ou la quasi-absence de contrôle de la reproduction. Les pratiques d'insémination artificielle sont très rares et les éleveurs ne mettent pas en place de plans de sélection génétique des femelles visant l'amélioration des performances zootechniques. Les éleveurs préfèrent s'appuyer sur des races locales robustes issues d'une sélection naturelle ayant favorisé les traits de survie ([120]) afin de disposer de troupeaux capables de perdurer dans des environnements risqués ([73], [120], [121]). Le troupeau est un « capital d'épargne sur pieds » (p. ex. [102], [113], [122]) utilisable lorsque l'éleveur a besoin de liquidités, notamment en fin de saison sèche (période de soudure) pour acheter des denrées alimentaires, ou lors d'événements sociaux (mariages, fêtes religieuses, etc.). La logique est différente des élevages intensifs visant la production d'animaux calibrés à certains âges prédéterminés. Dans le mode d'élevage traditionnel, les éleveurs acceptent une variabilité individuelle élevée des performances animales ([118], [119], [74]), ce qui tend à diminuer la productivité moyenne des troupeaux.

Par ailleurs, les éleveurs ne contrôlent pas les périodes de naissances dans l'année. Dans les troupeaux, les mâles sont rarement séparés des femelles (excepté dans des cas particuliers dont les raisons ne sont liées à la volonté de contrôler les saillies) et la reproduction est laissée libre. Les naissances surviennent tout au long de l'année, sans tenir compte des périodes les plus favorables. Le manque d'adéquation entre les périodes de naissance et les variations saisonnières des disponibles alimentaires (assurant la survie des jeunes) ou des prix commerciaux (ventes des animaux sevrés ou de productions secondaires comme le lait) a souvent été souligné ([123]). L'étalement des naissances est cependant considéré par certains auteurs ([70]) comme une forme collective d'adaptation contribuant à la pérennité du troupeau dans les systèmes d'élevage soumis à une très forte contrainte alimentaire et des réductions brutales de disponibles alimentaires (p. ex. lors d'une sécheresse).

En synthèse, Blanc *et al.* ([74], [71]) décrivent les élevages traditionnels comme des systèmes peu sécurisés, dont la pérennité et la productivité sont assurées davantage par la composante animale, c'est-à-dire par les capacités biologiques des animaux à survivre et à se reproduire en milieu difficile, que résultant de pratiques d'élevages qui cibleraient les limites physiologiques des animaux. Dans le même sens, Landais & Balent ([68]) soulignent que les



systèmes extensifs ne peuvent rechercher une maximisation des performances tout au long de processus de production, car ils ne disposent pas de méthodes d'ajustement aussi fines que les systèmes intensifs, et sont ainsi fortement soumis aux cycles et aux aléas climatiques. Dans ce contexte, les éleveurs ne se fixent « aucun objectif zootechnique précis » ([68]).

### 3.1.3. Une productivité faible

La productivité des troupeaux traditionnels est ainsi toujours bien inférieure à celle des systèmes améliorés. Par exemple, d'après de Leeuw *et al.* ([23]), la productivité annuelle des vaches zébus en milieu traditionnel se situe entre 20-25 kg de veaux sevrés/an/100 kg de vache (*Index II*, cf. section 3.2) alors qu'elle atteint 35-40 kg dans des ranchs bien gérés et des stations de recherche. Pour cette même race et en utilisant un autre indicateur, la productivité des vaches a été estimée à 36-39 kg de veaux sevrés/an/vache dans des zones semi-arides du Mali et du Nigéria ([18], [92], [124]) alors qu'elle était de 20 à 40 % supérieure dans des ranchs ([19]) et atteignait 109 kg en station de recherche ([125]). Les petits ruminants présentent le même type de limitations ([126]) malgré des productivités plus élevées que les bovins (p. ex., *Index II* = 55-60 kg et 86-87 kg de jeunes sevrés/an/100 kg de brebis et de chèvres au Soudan, [116], [127]).

Tableau 5 : Taux d'efficacité énergétique (en % d'énergie métabolisable) estimée pour différentes espèces de ruminants et différents systèmes d'élevage.

Source <sup>(a)</sup> : Coughenour <i>et al.</i> [120]			Source : Hary [123]		
Système <sup>(b)</sup>	Espèce	%EM	Système	Espèce	%EM
<i>Extensif</i>					
Turkana, pastoral	Caprins, ovins	1.93	Karimojong, pastoral	Bovins	1.48
Turkana, pastoral	Bovins	2.15	Botswana	Bovins	3.09
Turkana, pastoral	Camelins	2.96			
Ouganda, Karimoja	Bovins	1.48			
Tanzanie	Bovins	2.72			
<i>Semi-intensif/Intensif</i>					
US Western, ranch	Bovins	13.58	Botswana, ranch	Bovins	6.35
Inde	Bovins	16.79			
US laitier	Bovins	41.98			
<i>Ongulés sauvages</i>					
Kenya, Serengeti	— <sup>(c)</sup>	1.06			
—	Eléphant	1.19			
Ouganda	Antilope	2.72			
Kenya, Tarangire	—	3.70			

<sup>(a)</sup> Les sources originales des estimations sont données dans Coughenar *et al.* ([120]) et Hary([123]).

<sup>(b)</sup> Intitulés des systèmes tels qu'ils sont donnés dans Coughenar *et al.* et Hary.

<sup>(c)</sup> Espèce d'ongulé non précisée dans Coughenar *et al.*

Dans une zone aride du nord du Kenya, Coughenour *et al.* ([120]) ont estimé à 25 mégajoules par hectare (MJ/ha) l'énergie produite par les cheptels domestiques, comparativement à des estimations de 635 et 9 000 MJ/ha pour des systèmes intensifs ciblant respectivement la viande

et le lait. Coughenour *et al.* ([120]) et Hary ([123]) ont reporté des estimations « d'efficacité écologique » ou « d'efficacité énergétique » (rapport entre l'énergie consommable par l'homme produite par le troupeau et l'énergie provenant des aliments ingérés) pour différents systèmes et espèces (Tableau 5). Le ratio entre la productivité des troupeaux bovins traditionnels (moyenne sur les valeurs reportées) et celle de milieux améliorés était de 1:3 pour un ranch au Botswana, de 1:6 pour un ranch aux USA et de 1:20 pour un troupeau laitier aux USA. La productivité des cheptels domestiques s'avère en fait proche de celle des populations sauvages d'ongulés (Tableau 5).

## 3.2. Approches pour estimer la productivité des cheptels

### 3.2.1. Approches analytiques vs. intégratives

Dès les premières études en milieu tropical, les zootechniciens ont cherché à compléter les descripteurs phénotypiques des races locales par des indicateurs de production animale. Il s'agissait notamment d'estimer les potentiels zootechniques des races. Ces estimations étaient réalisées en conditions améliorées : ranchs ou stations de recherche (p. ex. [128] pour une synthèse sur les zébus Sahiwal en Afrique de l'Est), ou après certaines améliorations génétiques (p. ex. [88] pour les zébus Peuls au Mali et [129] pour les zébus Boran au Kenya). Les premières études ont utilisé des approches « analytiques » consistant à documenter une liste de paramètres plus ou moins standardisés. Ces paramètres ciblaient les différentes composantes de la production animale : la reproduction (âge au premier vêlage, intervalle moyen entre mises bas, taux de mises bas, taux de prolificité, etc.), la mortalité naturelle (taux de mortalité avant sevrage, etc.), la croissance pondérale (poids aux âges types, gains moyens quotidiens, etc.) et la production laitière (durée de lactation, production moyenne quotidienne, etc.).

Des approches plus intégratives ont ensuite été privilégiées. A l'aide de techniques statistiques multivariées, différents auteurs (p. ex. [102], [130], [131], [93], [113]) ont par exemple défini des « profils de performances », regroupant des troupeaux présentant les mêmes types de performances, puis cherché à corréler ces profils à des stratégies d'élevage ou des facteurs environnementaux. Une autre voie intégrative a été d'utiliser des taux synthétiques, par exemple le « taux de productivité au sevrage » décrit plus loin, prenant en compte conjointement différentes composantes de production. Les effets de ces composantes sur la productivité globale peuvent se cumuler ou s'opposer et, dans ce dernier cas, le taux représente un compromis.

La définition des taux synthétiques a été la source, depuis près de trente ans et jusqu'à récemment ([132], [133]) de nombreuses discussions autour de la notion de productivité appliquée aux troupeaux traditionnels. J'en synthétise quelques points dans la section suivante.

### 3.2.2. Productivité : de multiples définitions

De manière générale, une productivité se définit par un ratio

$$Y = P / M$$

où  $P$  représente la production du système étudié et  $M$  les moyens utilisés pour obtenir cette production. Upton ([114], [134], [135]), Baptist ([136]) et d'autres (p. ex. [123]) ont discuté du choix de  $P$  et  $M$  pour les troupeaux des systèmes traditionnels, ainsi que de leurs unités de mesure. Le numérateur  $P$  est supposé représenter l'objectif de l'éleveur et le dénominateur  $M$  la contrainte de production la plus limitante dans le système.

Pour la production des systèmes « viande-lait », par exemple, il paraît naturel de définir  $P$  par le cumul des productions de viande et de lait après conversion dans une unité commune. Cette unité commune peut être la valeur monétaire de la production ou, notamment pour les élevages de subsistance (c.-à-d. servant essentiellement à l'autoconsommation), son équivalent en énergie

disponible pour l'alimentation humaine (MJ). Beaucoup d'auteurs ont néanmoins souligné l'insuffisance de cette définition pour certains systèmes. Par exemple, les productions en fumure et en force de traction animale sont des composantes importantes de la productivité des troupeaux des systèmes mixtes agriculture-élevage.

Pour les moyens utilisés, le disponible en fourrage naturel et le capital investi dans les animaux (compléments alimentaires, soins vétérinaires, etc.) sont souvent considérés comme les contraintes les plus fortes ([134]). En termes d'alimentation,  $M$  devrait représenter ce qu'ingèrent effectivement les animaux. Les quantités d'aliments ingérés sont très difficiles à estimer en milieu traditionnel. Dans la plupart des cas, cette information est remplacée par une estimation des besoins alimentaires nécessaires au troupeau pour atteindre un certain niveau de production ([134], [137], [138]).

Les méthodes d'estimation des besoins alimentaires sont variées. Les méthodes les plus simples utilisent des variables corrélées avec les besoins alimentaires (variables « *proxy* » en anglais). L'exemple le plus simple est l'effectif total ( $n$ ) des animaux du troupeau : la productivité étant alors définie par  $Y = P / n$ . Ce choix a été critiqué, car  $n$  ne tient pas compte de la variabilité des besoins alimentaires selon le sexe, l'âge ou le stade physiologique des animaux. Upton ([134], [135]) recommande l'utilisation de poids standardisés appelés « unités bétail tropical » (UBT), et en particulier l'utilisation des UBT métaboliques, définis de la manière suivante : par rapport à une vache de 250 kg prise comme référence, un animal de poids  $w$  kg a un poids standardisé de  $w / 250$  UBT et de  $w^{0.73} / 250^{0.73}$  UBT métaboliques. Les UBT simples ou métaboliques ont plusieurs avantages. Elles sont simples à calculer et sont mieux corrélées avec les besoins alimentaires que les effectifs d'animaux. Elles sont également corrélées à d'autres contraintes rencontrées dans les systèmes traditionnels ([134]) : espace disponible, ressource en eau, nombre d'adultes s'occupant du troupeau, etc. Cependant, elles ne tiennent compte que des dépenses énergétiques d'entretien des animaux, et non des dépenses dédiées aux autres fonctions physiologiques : croissance, gestation, lactation.

Certains auteurs (p. ex. [132], [139], [123]) préfèrent ainsi utiliser des taux de rendement trophique ou « d'efficacité alimentaire », comme le taux d'efficacité énergétique précédemment décrit. Les productions  $P$  et les moyens  $M$  sont alors exprimés en énergie brute (EB) ou métabolisable (EM). Construits de manière plus mécaniste (en décomposant certaines étapes physiologiques) que ceux utilisant les effectifs d'animaux ou les UBT, ces taux sont cependant plus compliqués à estimer.

En pratique, dans beaucoup d'études, l'ensemble des productions et des moyens considérés ne peuvent être standardisés en une seule unité de mesure. Les objectifs et les contraintes de production peuvent être très multiples et le choix d'une définition unique de productivité peut être difficile. Une approche est alors d'estimer séparément plusieurs taux représentant chacun un point de vue (p. ex. [134]).

A noter enfin certaines considérations moins techniques, en relation avec la finalité des systèmes de production. Par exemple, Landais & Balent ([68]) soulignent la distinction entre « l'efficacité » d'un système et son « effectivité » ou « opportunité », qui s'exprime en anglais par la différence entre « *efficiency* » et « *effectiveness* ». L'efficacité du système se rapporte uniquement aux processus biotechniques mis en jeu, alors que son opportunité se rapporte aux finalités qui lui sont assignées par les acteurs. Une illustration pour les élevages traditionnels en milieu aride est par exemple la distinction entre la maximisation de la production pondérale de jeunes par femelle reproductrice et par an (efficacité) vs. la maximisation de la capacité du troupeau à apporter une source d'alimentation pérenne aux familles d'éleveurs dans un environnement très risqué (opportunité).

Les taux de productivité  $Y = P / M$  que j'ai introduits plus haut se positionnent dans les indicateurs d'efficacité, car ils sont basés sur l'évaluation de processus biotechniques. Cependant dans les systèmes traditionnels, la distinction entre efficacité et opportunité est souvent minime : par

exemple l'augmentation du rythme de reproduction augmente l'efficacité du troupeau, mais elle peut aussi augmenter sa pérennité.

### 3.2.3. Taux de productivité

De nombreux taux de productivité  $Y$  ont été proposés par les auteurs. J'en présente deux parmi les plus importants, qui me seront utiles dans mon exposé : les « taux de productivité au sevrage » et les « taux de rendement globaux ».

#### Taux de productivité au sevrage

Les taux de productivité au sevrage ([140], [22], [141], [142], [127], [18], [141]) placent la femelle reproductrice et le devenir de sa progéniture au centre des déterminants de la productivité globale du troupeau. Ils sont ainsi parfois appelés taux « mère-jeune ». et ont été utilisés dans de nombreuses études comparatives entre races, systèmes d'élevage et espèces (p. ex. pour les petits ruminants [114], [127], [141], [143-145] [93]). Parmi les multiples variantes, trois taux, respectivement *Index-I-II-III* en conservant les notations usuelles, ont été recommandés par l'ILCA<sup>2</sup> à partir des années 1980 et ont été largement adoptés dans le monde tropical. D'autres taux au sevrage ont également été proposés ([143], [145], [138]) et une étude comparative a été effectuée par Bosman ([138]).

*Index-I* correspond au poids moyen de jeunes sevrés produit par an par femelle reproductrice présente dans le troupeau. Dans ses premières versions (p. ex. [127]), ce taux est estimé à partir de données individuelles construites au niveau de chaque femelle et de chaque mise bas :

$$Index-I = Moyenne[y]$$

où  $y$  est une variable définie (pour chacune des mises bas observées dans le troupeau) de la manière suivante :

$$y = w \times s \times m \times 1 / d$$

La variable  $d$  est la durée de l'intervalle entre la mise bas considérée et la mise bas précédente,  $m$  la taille de la portée,  $s$  la proportion des jeunes de la portée ayant survécu jusqu'au sevrage (lorsqu'il y a un seul né,  $s = 0$  ou  $1$ ) et  $w$  le poids des jeunes survivants au sevrage (en kg de poids vif ou de viande après conversion par un « rendement carcasse »). Lorsqu'aucun jeune de la portée ne survit jusqu'au sevrage, la variable  $y$  est mise à 0. Le taux de productivité moyen au sevrage est ensuite estimé par la moyenne des valeurs individuelles  $y$  sur l'ensemble des mises bas observées dans l'année.

L'un des défauts de cette approche ([141], [138]) est le biais provenant de l'utilisation de l'intervalle entre mises bas  $d$ . Cet intervalle, et par conséquent  $y$ , ne peut être définis que pour les femelles ayant mis bas au moins deux fois durant la période d'enquête. La moyenne empirique des valeurs  $y$  sous-représente les femelles peu fertiles ou stériles, et le taux de productivité est surestimé. En alternative, *Index-I* a ensuite été souvent estimé à partir de données agrégées :

$$Index-I = w \times s \times b$$

---

<sup>2</sup> ILCA *International Livestock Centre in Africa* . En 1991 l'ILCA a été fusionné avec un centre international sur l'épidémiologie animale au Kenya pour engendrer l'ILRI *International Livestock Research Institute* qui fait partie des CGIAR *Consultative Group for International Agricultural Research*.

où  $b$  représente l'effectif moyen de jeunes nés par an par femelle adulte (nb. naissances dans l'année / nb. femelles adultes),  $s$  le taux de survie moyen des jeunes jusqu'au sevrage et  $w$  le poids moyen des jeunes survivants au sevrage.

Une variante d'*Index-I* ajoute au poids des jeunes  $w$  l'équivalent (en gain de poids) du lait prélevé par l'éleveur et non utilisé par les jeunes. Par exemple pour les bovins, le taux devient ([19], [146], [147]) :

$$Index-I-a = Index-I + b \times L / 9$$

où  $L$  est la quantité de lait (kg) prélevée par l'éleveur lors de chaque lactation. Le facteur  $1/9$  représente le gain pondéral additionnel moyen du veau supposé pour chaque kg de lait ingéré ([146]). Une seconde variante ([19], [148]) prend en compte la viabilité des femelles :

$$Index-I-b = v \times Index-I$$

où  $v$  est le taux de survie annuel moyen d'une femelle adulte. Lorsqu'ils sont utilisés dans une même étude, *Index-I* (ou *-I-a*) et *Index-I-b* sont parfois appelés respectivement « productivité de la femelle » et « productivité du troupeau » ([128], [148]).

*Index-II* et *Index-III* sont définis respectivement par :

$$Index-II = Index-I / W$$

$$Index-III = Index-I / W^{0.73}$$

où  $W$  et  $W^{0.73}$  sont les poids moyens vif et métabolique d'une femelle adulte. L'objectif est ici de rapporter la production de la mère à ses besoins nutritionnels. Pour améliorer les comparaisons entre troupeaux, qui peuvent avoir des structures sexe-âge différentes, Peacock ([141]) a également proposé, dans la définition de  $W$ , de remplacer le poids des femelles adultes par le poids total du troupeau.

Bien que très utiles, les taux au sevrage sont apparus insuffisants pour caractériser la productivité des cheptels tropicaux. Peacock ([141]), Upton ([134], [135]) et Bosman *et al.* ([138]) en ont synthétisé les principales limites.

Un objectif majeur des estimations de productivité est de pouvoir évaluer la rentabilité économique de projets ou de programmes de développement de l'élevage ([1], [149], [138]). Or, dans les troupeaux traditionnels, les animaux sont exploités à des âges très variables et non uniquement au sevrage, impliquant des valorisations très différentes. Les indicateurs devraient également permettre de comptabiliser les productions secondaires issues du stock vivant. Le lait est bien sûr une production fondamentale pour la rentabilité économique des troupeaux, même lorsque les performances laitières sont faibles [150]. Mais d'autres productions secondaires peuvent également être importantes. Par exemple, la production de fumure organique et de force de travail (traction) des bovins est essentielle dans les zones agricoles et devrait pouvoir être prises en compte dans les estimations ([151], [150], [111], [152]).

Enfin, les taux au sevrage ne représentent pas les flux d'animaux survenant dans les troupeaux (entrées et sorties) et ne renseignent pas sur la croissance ou la décroissance des troupeaux. Des taux plus globaux, prenant en compte l'ensemble de la démographie des troupeaux, ont ainsi été développés.

### Taux de rendement globaux

Les taux de rendement globaux ( $R$ ) ([22], [153], [138], [141]) sont définis par :

$$R = (\Delta n + O - I) / \bar{n}$$

où  $\Delta n$  représentent la variation du stock présent dans le troupeau (entre la fin et le début d'année),  $O$  et  $I$  les animaux respectivement exploités (abattages, ventes, dons, etc.) et importés (achats, dons, etc.) dans le troupeau dans l'année, et  $\bar{n}$  la « taille » moyenne du troupeau. Les variables  $\Delta n$ ,  $\bar{n}$ ,  $O$  et  $I$  peuvent être exprimées en différentes unités : effectifs d'animaux, UBT, valeurs financières, etc. Lorsque les unités sont des effectifs d'animaux,  $R$  est appelé « rendement numérique » ( $R_n$ ) du troupeau ([22], [153]). Puisque la variation de stock est :

$$\Delta n = B - D - (O - I)$$

$R_n$  peut s'exprimer par un bilan entre les naissances et les morts ([OS2]) :

$$R_n = (B - D) / \bar{n}$$

Le rendement numérique peut ainsi s'interpréter comme un indicateur biologique, contrairement à ce qui est suggéré dans Bosman ([138]). Le taux  $R_n$  est très informatif dans les études démographiques : il indique ce que produit annuellement un troupeau en termes d'effectifs d'animaux, rapporté à sa taille.

Dans [ACL1], nous avons utilisé le terme de « potentiel exploitable » car  $R_n$  représente la production d'animaux que le troupeau (de caractéristiques données) « met à disposition » de l'éleveur pour l'exploitation. Par exemple, un taux  $R_n = 0.12$  signifie que le troupeau produit chaque année environ 12 % de sa taille, production que l'éleveur peut utiliser ou non sous forme d'exploitations. Dans les systèmes traditionnels,  $R_n$  (en %) se situe en général entre 5-15 % pour les bovins et peut dépasser 35-40 % pour les petits ruminants ([99], [154-159], [160] et mes estimations personnelles). Comme indiqué dans l'introduction (chapitre 1), l'équation :

$$(\Delta n / \bar{n}) = R_n - [(O - I) / \bar{n}]$$

montre que le troupeau décroît si l'exploitation nette ( $O - I$ ) est supérieure au potentiel exploitable, et *vice-versa*.

Les rendements  $R$  peuvent être estimés de manière assez simple ([22], [153], [138], [141]). Par exemple, des estimateurs empiriques du rendement numérique  $R_n$ , sont :

$$R_{n,emp} = (\Delta n_{obs} + O_{obs} - I_{obs}) / \bar{n}_{obs}$$

et :

$$R_{n,emp} = (B_{obs} - D_{obs}) / \bar{n}_{obs}$$

pour lesquels seuls les effectifs  $\{\bar{n}_{obs}, \Delta n_{obs}, O_{obs}, I_{obs}\}$  ou  $\{\bar{n}_{obs}, B_{obs}, D_{obs}\}$  agrégés au niveau du troupeau concerné doivent être connus.

Cependant, les estimateurs  $R_{n,emp}$  sont confrontés à des limitations importantes. Ils constituent des « boîtes noires » qui ne peuvent être utilisés comme outils prédictifs ([138]). Par exemple, la variabilité de  $R_{n,emp}$  ne peut être prédite en fonction des variations des taux démographiques comme les taux de reproduction ou de mortalité.

En corollaire, lors de comparaisons entre cheptels, il est difficile d'identifier les sources des variations observées dans les estimations  $R_{n,emp}$  ([115], [OS2]). Ces sources peuvent être diverses. Tout d'abord, elles peuvent provenir de variations du taux vrai  $R_n$ , qui peut être due à la variabilité des taux de reproduction et de survie entre troupeaux, mais aussi d'autres facteurs moins évidents et issus du mode de gestion des troupeaux, comme la structure sexe-âge des cheptels ([161], [162], [163]). Par exemple, une faible proportion de femelles dans un cheptel diminue sa productivité

globale, même si par ailleurs les taux de reproduction et de mortalité sont identiques entre cheptels. Les variations de structure sont particulièrement importantes parmi les cheptels bovins et dépendent essentiellement des taux d'exploitation ([164-167]). Dans les systèmes pastoraux privilégiant la reproduction et orientés vers la production numérique et laitière, les femelles représentent souvent plus de 65-70 % des troupeaux ([19]). Dans les systèmes à forte intégration agriculture-élevage dans lesquels les troupeaux ont un rôle multifonctionnel ([168]), le pourcentage de femelles est en général inférieur à 60 % ([19], [ACL18]), car les éleveurs conservent beaucoup de mâles pour la traction animale. Dans certaines zones très agricoles d'Éthiopie, Mukasa *et al.* [169] ont même reporté des pourcentages de femelles inférieurs à 40 %. Ceci a des conséquences importantes sur le rendement numérique global.

Les variations observées dans les estimations  $R_{n,emp}$  peuvent ensuite être d'ordre plus statistique. Une difficulté est notamment que l'exploitation des animaux peut créer des « interférences » avec la mortalité et la reproduction : par exemple de fortes exploitations vont diminuer artificiellement les mortalités et les mises bas. Ces interférences, discutées en détail dans plusieurs chapitres ultérieurs, engendrent des variations de l'estimateur  $R_{n,emp}$  sans relation avec la productivité biologique.

Enfin, malgré l'apparente simplicité des calculs,  $R_{n,emp}$  est soumis à des biais potentiellement importants lorsque les données collectées présentent des incohérences, notamment lorsque  $\Delta n_{obs} \neq B_{obs} - D_{obs} - O_{obs} + I_{obs}$ . Ces incohérences sont très fréquentes en raison des biais d'enquête inhérents aux systèmes traditionnels, et peuvent elles aussi engendrer des variations de  $R_{n,emp}$  sans interprétation biologique.

En synthèse, les estimations empiriques des taux de rendement globaux sont simples mais soumises à des difficultés d'interprétation et d'utilisation, aussi bien dans des cadres d'analyses *ex post* qu'*ex ante*.

### 3.3. Conclusion

Les limitations des estimateurs empiriques des taux au sevrage et des rendements globaux ont orienté les chercheurs vers des outils plus complets et plus mécanistes : les modèles démographiques. Ces modèles prennent en compte l'ensemble du cycle de vie des animaux, les flux d'animaux et les variations du stock animal. Ils estiment conjointement des productions primaires (variation de stock + exploitation nette d'animaux) et secondaires (lait, cuirs et peaux, fumure, force de travail, etc.), dans des contextes stables ou variables avec le temps ([136], [170], [150]). Si nécessaire, ils ont également l'intérêt de permettre l'estimation fine des besoins alimentaires du troupeau et les coûts de production ([4]). Enfin, ils permettent d'estimer les taux de productivité usuels (taux au sevrage et rendements numériques) en échappant aux difficultés techniques rencontrées pour les estimateurs empiriques.

Les modèles matriciels occupent une place de choix dans l'application des modèles démographiques aux études de productivité, ceci depuis près de trente ans. Ils fournissent des taux globaux complémentaires des rendements  $R$ , comme le taux «  $\lambda$  » (taux de multiplication du cheptel à long terme), ou le taux «  $\lambda_{max}$  » (taux maximal estimé en supposant que le cheptel n'est pas exploité) explicité plus loin. L'application des modèles matriciels en Afrique subsaharienne ne s'est cependant limitée aux études de productivité. Je présente un panorama d'applications dans le chapitre suivant.

# 4.

## Application des modèles matriciels en Afrique subsaharienne

Sans rechercher l'exhaustivité, je présente des exemples qui selon moi sont représentatifs des champs d'application qu'ont eu les modèles matriciels dans l'étude des cheptels d'Afrique subsaharienne. Je n'inclue pas mes travaux dans cette section, ils sont décrits dans le chapitre 6.

### 4.1. Reconstitution des cheptels

L'utilisation des modèles matriciels en élevage tropical semble avoir débuté à partir des années 1965 ([80]). Cependant, les études les plus anciennes dans lesquelles j'ai trouvé des descriptions explicites de modèles datent de 1975 ([47], [77]) et 1976 ([78]). Ces études simulaient l'impact des sécheresses sur la dynamique de troupeaux bovins sahéliens. Tacher ([77]) a notamment utilisé un modèle pour estimer la durée de reconstitution du cheptel (Figure 5) en fonction du taux de perte d'animaux (morts, ventes et abattages d'urgence) engendré par la sécheresse. L'auteur a utilisé un modèle déterministe en environnement constant  $x(t+1) = A \times x(t)$  supposant qu'il n'y avait pas d'autres sécheresses durant la période de reconstitution. Ce type de prospectives a ensuite été relancé par l'ILCA<sup>2</sup> au sud de l'Ethiopie (plateau Borana) entre 1988-94 ([79], [121]) mais les études sont restées descriptives et les approches de modélisation n'ont pas été approfondies.



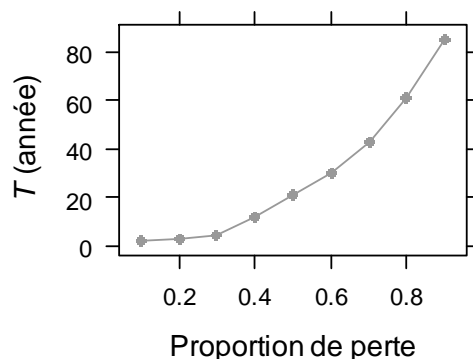


Figure 5 : Durées de reconstitution d'un cheptel bovin au Tchad (région Kanem) après la sécheresse 1972-73 estimées d'après le modèle matriciel de Tacher en fonction de la proportion de perte d'animaux due au choc ( $T$  : nb. années nécessaires pour que le cheptel retrouve son effectif initial d'animaux). Source : d'après [77].

Des projections similaires ont été effectuées en dehors du contexte des chocs environnementaux. Par exemple, French ([171]) a utilisé un modèle matriciel pour estimer le temps de doublement d'un cheptel de vaches au Zimbabwe, sous l'hypothèse d'absence d'exploitation avant la réforme finale, dans le cadre d'un programme national du développement du secteur laitier.

## 4.2. Modèles de production à l'équilibre

### 4.2.1. Modèles de production à l'équilibre

Une autre forme d'application des modèles matriciels s'est ensuite rapidement développée : les modèles de « production à l'équilibre » (en anglais « steady-state models »). Cette approche est apparue en élevage tropical à partir des années 1985, notamment sous l'impulsion de Upton ([114], [134], [135], [149], [172]). Les modèles de production à l'équilibre ont été très utilisés pour estimer l'effet d'interventions zootechniques (changement de régimes alimentaires, de conduites d'élevages, de stratégies d'exploitation des animaux, etc.) et/ou d'interventions sanitaires (lutte contre les maladies) : p. ex. [149] sur des petits ruminants au Nigeria, [73] sur des bovins et des petits ruminants en Ethiopie, [48] sur des bovins d'Afrique subsaharienne, et [173] sur des ovins en Gambie. Ils consistent à estimer la production  $P$  (ou la productivité  $Y = P / M$  si des besoins  $M$  sont également estimés) d'un cheptel supposé en équilibre démographique, c'est-à-dire de taille et de structure constantes.

Le principe est le suivant. L'équilibre démographique est défini par un vecteur d'effectifs d'animaux ( $x$ ) supposé représenter l'état initial et l'état final du cheptel. Ceci revient à poser :

$$x(t+1) = x(t) = x$$

Les taux de reproduction et de mortalité du cheptel, fixés d'après des hypothèses ou des estimations issues de données d'enquêtes, sont placés dans la matrice de projection  $A$ , supposée constante avec le temps. Les taux d'exploitation contenus dans la matrice  $A$  sont ensuite calculés de manière à atteindre l'équilibre, c'est-à-dire :

$$A \times x = x$$

Le résultat du calcul est un vecteur  $y$  dont les composantes représentent les effectifs d'animaux exploités dans les différentes catégories d'animaux. La « production du cheptel à l'équilibre », ici estimée en effectif d'animaux, est obtenue par :

$$P = \sum_i y_i$$

où  $i$  représente l'indice des catégories d'animaux. Cette production est conditionnelle au vecteur  $x$  posé comme hypothèse initiale. Dans des analyses comparatives,  $P$  est estimée d'après le même vecteur  $x$  pour tous les cheptels considérés. En général,  $x$  est standardisé de manière à représenter la structure sexe-âge du cheptel ( $\sum_i x_i = 1$ ).  $P$  correspond alors au rendement numérique  $R_n$ .

La production  $P$  peut être estimée en d'autres unités que des effectifs d'animaux, avec par exemple la formule suivante :

$$P = \sum_i (w_i \times y_i)$$

où  $w$  est une variable de pondération (poids vif ou métabolique, UBT, valeur monétaire, énergie MJ, etc.).  $P$  peut également cumuler la production primaire (variable  $y$ ) et des productions secondaires (variables  $z$  ci-dessous : lait, fumure, etc.) :

$$P = \sum_i (w_{0i} \times y_i) + \sum_i [(w_{1i} \times z_{1i} + \dots + w_{Ki} \times z_{Ki}) \times x_i]$$

L'approche de production à l'équilibre ne se limite pas aux modèles matriciels. James & Carles ([139], Reading University) ont par exemple proposé le modèle « LPEC » (Livestock Productivity Efficiency Calculator) basé sur des équations différentielles en temps continu.

#### 4.2.2. Modèles de production maximale à l'équilibre

Le présent mémoire n'aborde pas les modèles d'optimisation utilisés en élevage. J'introduis cependant l'un d'eux ci-dessous, car il est très proche des modèles de production à l'équilibre. Ce modèle fait partie des approches d'optimisation les plus simples et correspond au modèle de « production maximale à l'équilibre » (en anglais MSY « maximum sustainable yield » ; [16], [49]).

Le modèle consiste à estimer le vecteur  $y$ , et donc les taux d'exploitation correspondants, qui maximise  $P$  (ou  $Y$ ) à l'équilibre, ceci sans fixer les composantes du vecteur  $x$ , excepté que celles-ci doivent être positives ou nulles. Le vecteur  $x$  est ici l'un des résultats de l'optimisation, alors que dans les modèles de production à l'équilibre  $x$  est une donnée d'entrée.

L'approche MSY a été très utilisée dans le cadre de la gestion des populations sauvages exploitées, notamment en halieutique ([174]). Par contre, son application en élevage tropical est rare. Le seul modèle matriciel MSY que j'ai rencontré dans la littérature est celui de Hary ([123], [132]). Ce modèle a été utilisé pour prédire l'effet hypothétique d'un contrôle des périodes de naissance sur la productivité de troupeaux caprins au nord du Kenya. Le modèle était défini avec un pas de temps de cinq mois. Les taux de reproduction et de mortalité contenus dans la matrice  $A$  ont été estimés d'après des données expérimentales en station de recherche ([175-177]). La fonction optimisée était le taux d'efficacité énergétique  $Y = P / M$  (en MJ métabolisable), où  $P$  représentait la production globale du troupeau consommable par l'homme (viande et lait) et  $M$  les besoins alimentaires des animaux en tenant compte des catégories d'animaux et des fonctions physiologiques : entretien, gestation, lactation, croissance. L'optimum de la fonction a été prédite pour chacune des six saisons de lutte reproductive définies dans l'expérimentation (1 : février-mars, 2 : avril-mai, ..., 6 : décembre-janvier). Un extrait des résultats de Hary ([123]) est présenté en Figure 6.

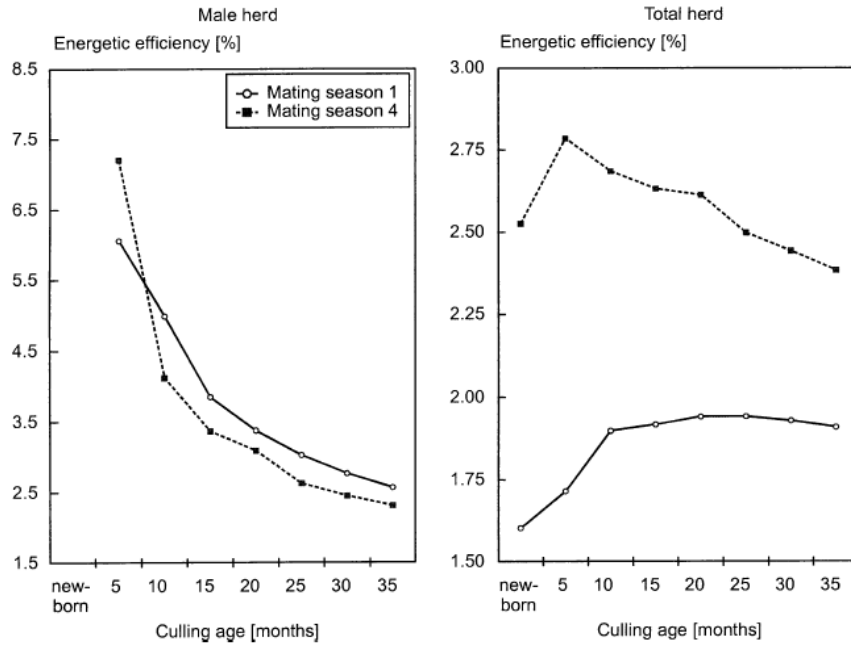


Figure 6 : Taux d'efficacité énergétique prédits par le modèle MSY proposé par Hary ([123]) pour des troupeaux caprins au Kenya, en fonction de la période de lutte reproductive (1 : février-mars, 4 : août-septembre) et de l'âge de réforme des mâles. Source : [123].

#### 4.2.3. Intérêt des modèles à l'équilibre

Les modèles de production à l'équilibre offrent un cadre général pour estimer la plupart des indicateurs de productivité usuels, comme par exemple le taux de rendement numérique  $R_n$  ou des taux partiels comme les taux au sevrage *Index-I-III*, qu'il est aisé de recalculer à partir d'un modèle matriciel. Si nécessaire et comme indiqué précédemment, ils permettent également de prendre en compte la valorisation de l'ensemble des catégories d'animaux et ne se limitent pas au couple mère-jeune.

Pour les taux de rendement globaux  $R$ , un avantage par rapport aux estimateurs empiriques  $R_{emp}$  est que les modèles de production à l'équilibre utilisent la base commune  $x$  pour les comparaisons entre cheptels. Le vecteur  $x$  peut être facilement modifié pour étudier la sensibilité des estimations aux hypothèses initiales.

L'approche permet également d'estimer les contributions des divers taux démographiques dans la variabilité des estimations, par exemple pour déterminer les taux dont les variations ont contribué le plus à la variabilité de la production  $P$ . Ces contributions peuvent notamment être estimées en linéarisant la fonction de production (avec la méthode LTRE « life table response experiments » explicitée plus loin, [178], [179]) :

$$P = f_{\theta}(x)$$

ou à l'aide de simulations Monte Carlo ([58], [180]). J'illustre ces méthodes dans un autre chapitre. Enfin, les modèles de production à l'équilibre sont prédictifs : il suffit de faire varier l'un des taux démographiques dans  $A$  pour prédire l'effet de cette variation sur  $P$ .

Dans son article introductif en 1989, Upton ([134]) discute de la légitimité de la contrainte d'équilibre  $x(t+1) = x(t)$  qui, à juste titre, ne représente pas toujours un objectif de l'éleveur. Les

modèles à l'équilibre peuvent cependant être étendus sans difficulté au cas non équilibré mais représentant un état stable :

$$x(t+1) = m \times x(t)$$

où  $m$  représente un taux de multiplication fixé comme objectif (p. ex. [139], [Ma thèse]).

Hary ([123], [132]) recommande de privilégier l'approche MSY par rapport aux modèles simples de production à l'équilibre. Selon l'auteur, l'estimation MSY est moins subjective, car le vecteur  $x$  représentant l'état du cheptel à l'équilibre n'est pas directement imposé. Cependant, les contraintes posées dans l'optimisation MSY ont également des effets sur la structure finale du cheptel. Les deux approches, MSY et simple, me semblent davantage complémentaires qu'exclusives. Elles correspondent à deux points de vue différents : les contraintes ne sont pas définies sur les mêmes composantes du système. Par ailleurs, les modèles MSY peuvent être difficiles à ajuster, notamment lorsque la fonction  $Y = P / M$  est non linéaire. Dans ce dernier cas, l'approche nécessite des algorithmes particuliers. Il faut aussi s'assurer que certains résultats obtenus après l'optimisation, par exemple  $x$ , sont cohérents.

### **4.3. Projections démographiques pour estimer la rentabilité de projets de développement**

Les modèles de production à l'équilibre et MSY sont deux approches « statiques » : en général, le cheptel est contraint à l'équilibre démographique et la productivité est estimée sur une seule année de projection. Dans ma thèse, j'ai cependant montré que l'approche pouvait prendre en compte la variabilité interannuelle.

Une autre approche pour estimer des productions est de réaliser des projections démographiques sans contrainte. Cette approche « dynamique » a été beaucoup utilisée dans le cadre d'études bioéconomiques, notamment pour estimer la rentabilité économique de projets de développement.

Certaines de ces études dynamiques ont utilisé des projections en environnement constant, à l'aide d'un modèle matriciel de type  $x(t+1) = A \times x(t)$ . Par exemple en 1985, Brandl ([181]) réalise des projections démographiques sur quinze années consécutives pour estimer l'impact de différentes stratégies de contrôle de la trypanosomiose sur un cheptel bovin au Burkina Faso (Figure 7). Une étude similaire a été réalisée en 1986 par Landais ([182]) en Côte d'Ivoire.

Dans une série d'études, Tillard *et al.* ([183], [113], [184], [185]) ont réalisé des projections sur cinq années pour estimer la rentabilité économique de prophylaxies contre les pneumopathies, les pestes et le parasitisme intestinale dans des troupeaux de petits ruminants au Sénégal (Figure 8).

Mais l'approche dynamique a surtout été utilisée pour pouvoir tenir compte de la réponse progressive des performances zootechniques aux interventions, plus réaliste qu'une réponse instantanée.

Le principe est alors d'utiliser un modèle matriciel de type  $x(t+1) = A(t) \times x(t)$  représentant un environnement variable déterministe. Les variations interannuelles des taux démographiques sont définies « manuellement », sur la base d'hypothèses ou d'observations, et non de manière aléatoire. Itty ([151]) a par exemple simulé l'effet d'une stratégie de complémentations de vaches N'Dama en Gambie à l'aide d'une projection sur dix années. Cette projection supposait une amélioration progressive des taux de mise bas (de 0.50 à 0.66/an), des taux de survie juvénile (de 80 à 85 %) et du rendement laitier (300 à 315 l/lactation). Seré & Doppler ([160]) ont utilisé la même approche sur des troupeaux bovins au Togo mais en considérant des projections sur vingt-cinq années.

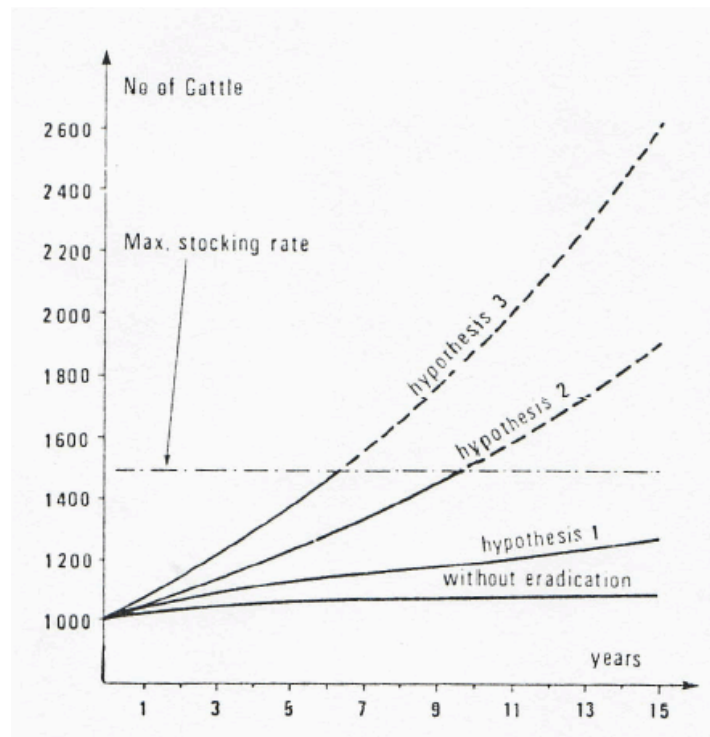


Figure 7 : Projections démographiques d'un cheptel bovin au nord du Burkina Faso selon différents scénarios de contrôle de la trypanosomiose (hypothèses 1-3). La ligne horizontale en pointillés représente la capacité de charge des pâturages de la zone. D'après les projections, cette capacité n'est jamais atteinte sans contrôle de la maladie. Même chose lorsqu'elle est contrôlée avec le scénario 1. Dans les deux cas, il y a sous-utilisation des pâturages. La capacité de charge est atteinte en moins de 7 ans lorsque la maladie est contrôlée avec le scénario 3. Source : [181].

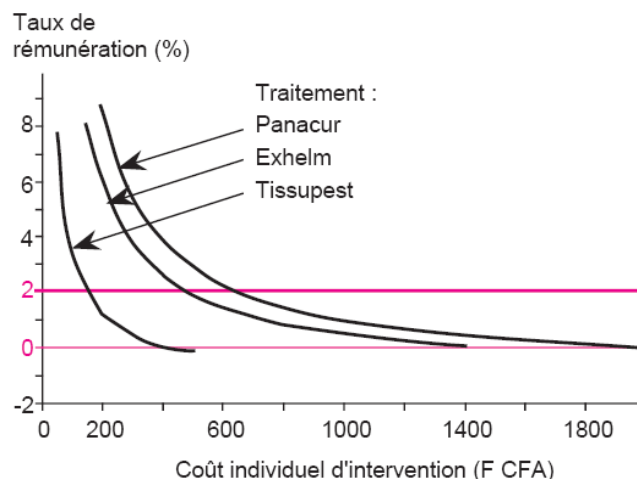


Figure 8 : Taux de rémunération des dépenses de prophylaxies (vermifuges : panacur et exhelm ; vaccin anti-pestique : tissupest) dans des troupeaux ovins au Sénégal (Kolda), estimés sur 5 ans de projection en fonction de scénarios de coûts d'intervention. Les paramètres du modèle matriciel ont été estimés d'après des expérimentations en milieux villageois en comparant des troupeaux témoins et des troupeaux traités. Un taux de rémunération de 2 signifie par exemple que le bénéfice net réalisé par l'éleveur s'élève à 2 fois le montant des dépenses. Le seuil de rentabilité de 2 est la valeur au-delà de laquelle on les auteurs font l'hypothèse que le projet sera accepté par l'éleveur. La figure montre en particulier que les vermifuges sont très rentables jusqu'à des coûts individuels de 600 FCFA/animal traité. Source : [113].

Au début des années 1980, beaucoup des modèles matriciels bioéconomiques étaient programmés sur des calculatrices de poche ([186], [181], [182]). Plusieurs institutions internationales ont ensuite développé des interfaces informatiques facilitant les simulations. Par exemple, la FAO et le CIRAD, sous les impulsions de Michel Siméon et Georges Tacher, ont élaboré le logiciel LIVMOD ([187]). De leurs côtés, l'ILCA et le CIAT (Centre International pour l'Agriculture Tropicale) ont respectivement développé les logiciels IBIEHM ([188]) et HATSIM ([160], [189]).

Tous ces logiciels, qui ne sont plus disponibles aujourd'hui, utilisaient un modèle démographique à pas de temps annuel en environnement variable déterministe  $x(t+1) = A(t) \times x(t)$ . Ils proposaient différents modules de calcul sur les performances des troupeaux (démographie, poids, lait), les besoins alimentaires et les coûts d'investissement du projet de développement étudié. Ils facilitaient les diagnostics en permettant de simuler simultanément des situations sans et avec projet et, par comparaison des deux projections, en calculer automatiquement des indicateurs de rentabilité : par exemple ratio bénéfice/coût, taux de rentabilité interne, valeur actualisée nette, etc. La durée maximale de projection était de 20 ans pour LIVMOD et de 10 ans pour IBIEHM (Tableau 6). De nombreux travaux scientifiques (p. ex. [111], [150], [151], [190], [191], [183], [113]) mais surtout d'expertises ont été réalisés à l'aide de ces logiciels.

Tableau 6 : Exemple de sortie du modèle ILCA IBIEHM. Résultats par sexe et classe d'âge et résultats totaux d'une projection réalisée sur 10 ans. Source : [151].

Year	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Breeding cows	112750	118421	120906	129390	134778	138767	142270	147396	152292	157302	162420
Calves, 0-1 years	51623	47368	48362	51756	53011	55507	57108	58958	60917	62921	64968
Calves, 1-2 years	53990	45067	41353	42220	45183	47064	48457	49855	51471	53180	54930
3 year heifers	13096	21542	17982	16500	16846	18028	18779	19334	19892	20537	21219
4 year heifers	14500	11172	14377	15314	14076	14371	15380	15020	16404	16970	17520
Oxen	17672	19522	20612	21357	22087	22911	23838	24740	25648	26576	27526
3 year males	11000	19296	16107	14779	15089	16148	16821	17318	17181	18395	19007
4 year males	12000	8893	15581	13006	11934	12185	13040	13583	13985	14368	14854
5 year males	4000	6840	5663	8881	7414	6803	6945	7433	7742	7971	8201
6 year males	1500	1520	2595	1924	3375	2817	2585	2639	2824	2942	3029
7 year males	800	428	433	741	440	962	303	737	752	805	838
8 year males	600	152	81	82	141	104	183	153	140	143	153
9 year males	0	57	14	8	8	13	10	17	14	13	14
10 year males	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Number of TLUs	186235	195830	203211	209478	214778	221031	228314	236039	243906	251940	260223

Table 2. Calculated meat offtake (t)

Total offtake weight	5272	5406	5895	6079	6079	6134	6307	6532	6759	6981
----------------------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------

Table 3. Calculated milk offtake for human consumption (1000 l)

Total volume offtake	14210	14509	15527	16173	16652	17132	17687	18275	18876	19490
----------------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

#### 4.4. Estimation de taux de renouvellement d'animaux

Les modèles matriciels ont également été utilisés pour estimer des taux de renouvellement d'animaux dans les troupeaux. L'étude de Bebe en 2008 ([192]) sur un cheptel laitier au Kenya, présentée ci-dessous, en est un exemple. Au Kenya, la production laitière approvisionnant les villes s'appuie sur un réseau de petites fermes réparties en trois systèmes de production (Tableau 7) : les fermes en « free-grazing » (pâturage libre), en « semi zero-grazing » et en « zero-grazing » (aucun pâturage), situées elles-mêmes dans trois zones agricoles (faiblement, moyennement ou fortement intensives). Maintenir l'élevage laitier et favoriser l'intensification des fermes est nécessaire face à la demande croissante en produits laitiers au sein du pays.

Les fermes en « semi zero-grazing » ou « zero-grazing » sont particulièrement ciblées par les agences de développement, car elles ont les rendements laitiers les plus élevés. Cependant Bebe *et al.* ([193], [194]) ont montré qu'une contrainte importante de la viabilité et du développement de ces fermes était la réforme précoce des vaches, due à des besoins de liquidités au niveau des ménages, et que le faible taux de renouvellement naturel n'arrivait pas à combler en raison de performances insuffisantes en termes de reproduction des vaches et de survie des jeunes. Blanc *et al.* ([70]) ont souligné l'importance de bien gérer le taux de renouvellement des reproductrices dans les élevages. A Kenya, pour combler le déficit, les fermes sont aujourd'hui obligées d'acheter régulièrement des génisses à l'extérieur. Auparavant les grandes fermes intensives du pays jouaient le rôle de fournisseurs, mais, la plupart ayant disparu, les éleveurs se tournent maintenant vers les petits élevages en « free-grazing » dont les performances démographiques sont plus élevées.

Dans son étude, Bebe ([192]) a ajusté un modèle matriciel de type  $x(t+1) = A \times x(t)$  pour chacun des trois systèmes d'élevage, en fonction des paramètres démographiques connus ou supposés pour ces systèmes. Les modèles utilisaient un pas de temps annuel et la durée de projection était de dix années. Ces modèles ont permis d'estimer dans chaque système l'effectif

moyen de génisses disponibles par vache réformée et par an : respectivement 1.38, 0.89 et 0.78 pour les fermes en « free-grazing », « semi zero-grazing » et « zero-grazing ». Bebe a ensuite pondéré les résultats en fonction de l'importance respective des trois systèmes au sein des diverses zones agricoles du pays (% du nb. de fermes) et a simulé l'effet d'une réduction de la proportion de fermes « free-grazing » sur le disponible en génisses (Figure 9).

L'auteur a également estimé la proportion minimale de fermes en « free-grazing » nécessaire pour assurer le renouvellement naturel du cheptel laitier dans chaque zone agricole : 12, 15 et 18 % dans les zones respectivement faiblement, moyennement et fortement intensives du pays.

L'étude a mis en évidence d'une part l'importance de maintenir le système « free-grazing » dans les zones de production laitière au Kenya et d'autre part le besoin d'améliorer les accès aux marchés pour faciliter les ventes/achats d'animaux entre systèmes d'élevage.

*Tableau 7 : Caractéristiques des zones agricoles (faiblement intensives, moyennement intensives et fortement intensives) des hauts plateaux kenyans et importances relatives des systèmes d'élevage laitiers (free-grazing, semi-zero-grazing et zero-grazing) dans chaque zone. Source : [192].*

Characteristics	Farming system		
	Low intensive	Medium intensive	High intensive
Agro-ecological potential	High	Medium	High
Market access	Low	Medium	High
Population density, people/km <sup>2</sup>	206	288	583
Farm size, ha	5.4	2.0	1.1
Stocking rate, TLU/ha	1.2	1.7	2.6
Milk production, litres/ha/day	0.65	0.79	1.58
Proportion of milk consumed by household, %	41	29	30
Purchased feeds, US \$/year	62	188	217
Returns to land from dairy, US \$/ha	334	343	555
<sup>a</sup> Households, n	6030	11330	14520
Households with cattle currently, %	85	58	71
Households currently practising:			
Free-grazing, %	23	32	27
Semi-zero-grazing, %	72	49	8
Zero-grazing, %	5	19	65
Households that 10 years ago practised:			
Free-grazing, %	27	53	37
Semi-zero-grazing, %	67	30	25
Zero-grazing, %	6	17	38



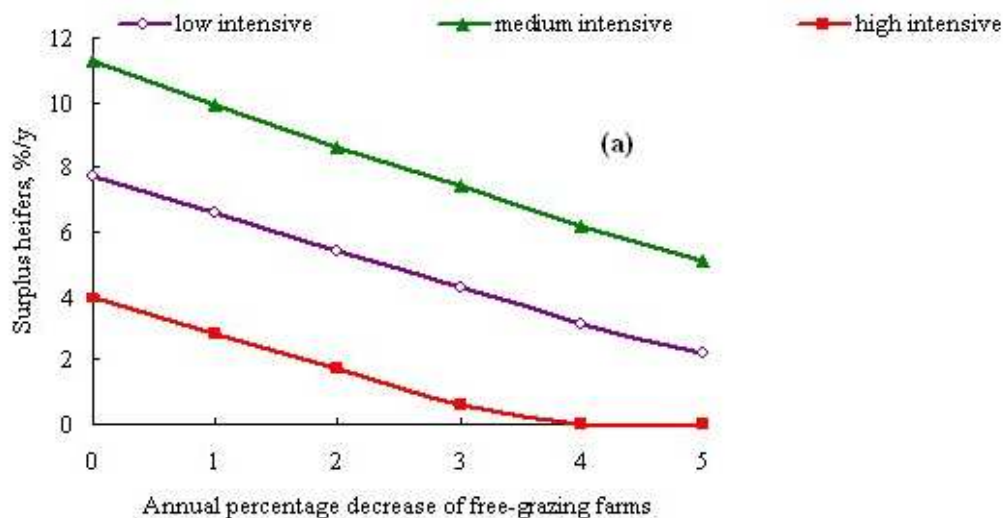


Figure 9 : Effet de la réduction de la proportion de fermes laitières en free-grazing (au profit des systèmes en semi zero-grazing et zero-grazing) sur le disponible annuel en génisses dans chaque zone agricole (faiblement, moyennement et fortement intensives). Source : [192].

## 4.5. Modèles dépendant de l'alimentation animale

L'étude des relations entre l'alimentation animale et la démographie des cheptels est un champ d'application important des modèles démographiques en élevage. Ce champ d'application est cependant l'un des plus difficiles du fait de la complexité des phénomènes impliqués : relations entre disponible alimentaire et ingestion, entre alimentation et performances animales, etc. Une autre difficulté est l'extrême variété des approches rencontrées dans les études.

Je tente ci-dessous d'apporter quelques éléments de synthèse sur ces approches, en complément des quelques articles déjà publiés (p. ex. [36], [3]). Pour l'instant, les modèles matriciels ne prennent qu'une petite part du champ alimentation-démographie. La majorité des approches se placent dans la démarche de « modélisation des systèmes complexes » (p. ex. [8]) et j'en parle à la fin de cette section.

### 4.5.1. Différents scénarios d'étude

Dans les études les plus simples, l'alimentation n'est abordée que par l'estimation des besoins nutritionnels des animaux en fonction des caractéristiques du cheptel représenté : taille et structure du troupeau, et performances zootechniques définissant les objectifs de production. C'est par exemple le cas des modèles de production à l'équilibre lorsqu'ils estiment des efficacités énergétiques  $Y = P / M$  où  $M$  représente les besoins nutritionnels.

D'autres études vont plus loin, en considérant l'alimentation comme la composante d'intérêt majeure du modèle. Deux scénarios principaux sont alors rencontrés. Le premier scénario (Figure 10-a) consiste à estimer des variations de production en fonction du disponible alimentaire : on fait varier le disponible, ce qui induit des variations sur les taux démographiques et donc sur la production.

Le second scénario (Figure 10-b) consiste à estimer des bilans alimentaires : le modèle vise alors à ajuster les objectifs de production par rapport aux disponibles alimentaires ou vice versa :

par exemple diminuer les objectifs, ou augmenter les apports alimentaires, lorsque le bilan est négatif.

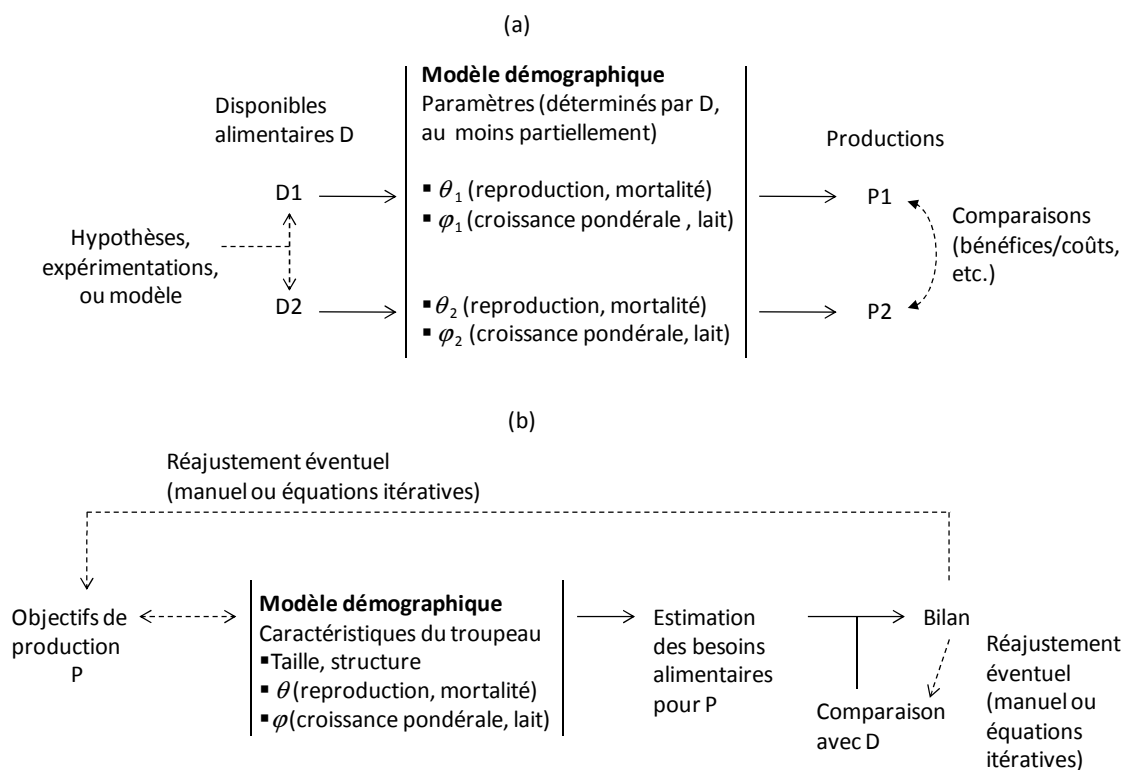


Figure 10 : Deux scénarios d'étude « alimentation-démographie ».

Les approches utilisées pour mettre en œuvre ces deux scénarios sont très variées. Une approche simple consiste à considérer l'effet de l'alimentation comme « exogène » au modèle : les variations des taux démographiques en fonction de l'alimentation sont alors posées comme des hypothèses, sans être issues d'équations ou de mécanismes représentés dans le modèle.

C'était par exemple le cas dans l'étude déjà évoquée d'Itty ([151]) qui fixait manuellement des taux de reproduction et de mortalité différents selon la stratégie de complémentation simulée. C'était également le cas dans le module de bilan fourrager des logiciels LIVMOD (FAO/CIRAD) et IEBHM (ILCA) cités précédemment. Le modèle estimait les besoins nutritionnels annuels du cheptel en fonction des taux démographiques et des autres paramètres de performances (lait, etc.), puis comparait ces besoins au disponible alimentaire fixé en donnée d'entrée. Les années montrant un bilan négatif étaient signalées à l'utilisateur qui pouvait alors ajuster manuellement les données d'entrées (paramètres de performances ou disponible alimentaire) pour revenir à des bilans positifs.

Des approches plus élaborées, que j'appelle « endogènes », ont cependant été proposées. En faire une typologie est difficile car les modèles utilisés sont variés et ont souvent des objectifs plus larges que l'étude de l'alimentation animale. J'ai proposé en Figure 11 un schéma facilitant le positionnement des différents modèles existants, dont je présente ensuite quelques exemples.

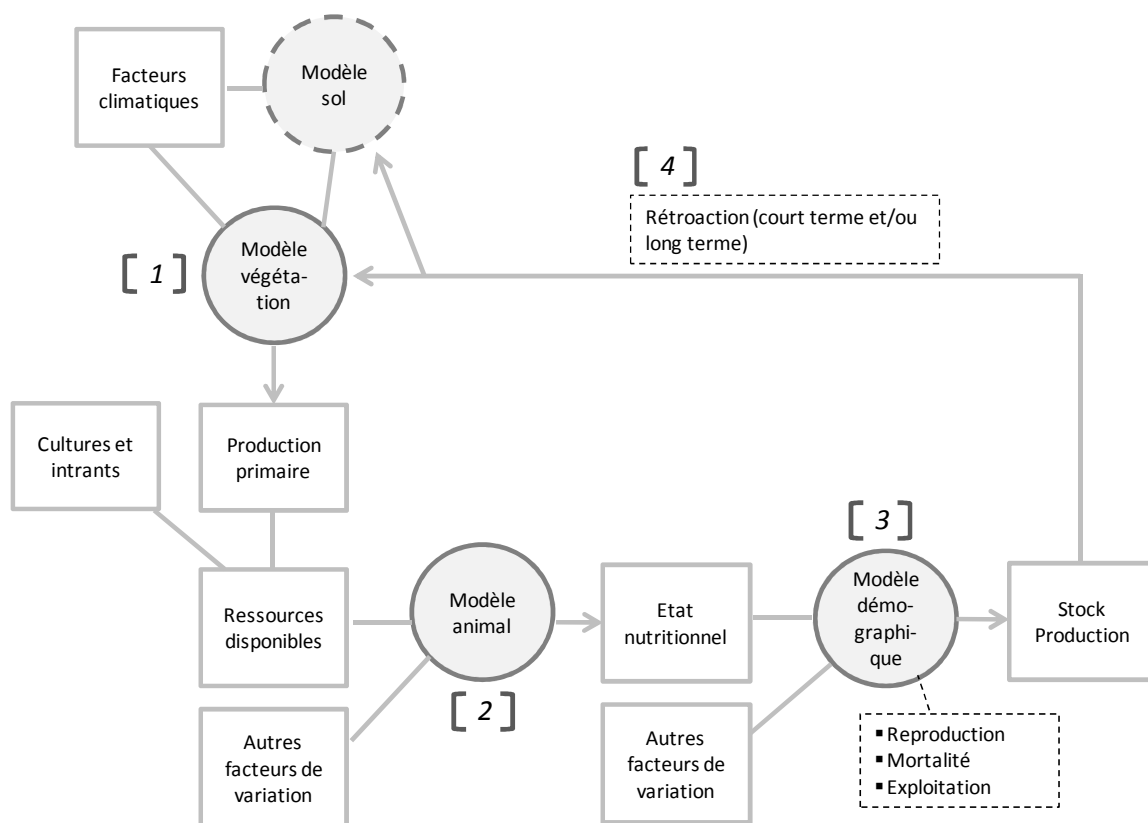


Figure 11 : Schéma conceptuel des modèles alimentation-démographie de cheptels, simplifié en quatre « étapes » 1-4.

#### 4.5.2. Application de modèles matriciels

##### Modèles stochastiques à états environnementaux

Un modèle de ce type a été utilisé par Bekure *et al.* ([195]) pour simuler l'effet de variations climatiques interannuelles sur la démographie de grands troupeaux bovins (ranchs Massai) dans une zone semi-aride du Kenya. Les auteurs ont construit un modèle matriciel annuel de type  $x(t+1) = A(t) \times x(t)$  pour projeter les effectifs d'animaux sur une période de trente années. Chaque matrice annuelle  $A(t)$  correspondait à un environnement  $E(t)$  indiquant la disponibilité en fourrage naturel pour l'année considérée (tonnes de matière sèche MS/ha).

Les auteurs ont tout d'abord estimé ces disponibles annuels à l'aide de modèles de régression ajustés sur des séries temporelles de pluviométrie et de durée de croissance végétative des plantes observées dans la zone. Les disponibles estimés ont été ensuite utilisés pour définir quatre environnements « types »  $\{E_i(t) ; i=1 \text{ à } 4\}$ , allant de niveaux de ressources très faibles à élevés (Tableau 8-a).

A chaque environnement  $E_i(t)$  a été associé (à dire d'expert) un niveau de performances zootechniques (Tableau 8-b) et donc une matrice  $A_i(t)$ . Les probabilités d'occurrence des  $E_i(t)$  ont été estimées d'après les séries temporelles climatiques disponibles dans la zone d'étude. Pour la projection démographique, les tirages des environnements successifs étaient indépendants : la ressource disponible pour une année n'était supposée ne dépendre ni des ressources ni du cheptel des années précédentes.

Tableau 8 : Paramètres du modèle de Bekure *et al.* (ranchs bovins au Kenya). (a) Années-types (« ressource class ») et disponibles alimentaires correspondant en tonne de MS/ha (dry matter : t DM/ha), (b) Performances zootechniques pour chaque année-type. Source : [195].

(a)						(b)					
Resource class <sup>1</sup>						Resource class <sup>1</sup>					
	Very low	Low	Medium	High	Mean		Very low	Low	Medium	High	Mean
<b>Rainfall (mm)</b>						<b>Calving (%)</b>					
1st season	178	221	431	550	340		36	54	54	48	51
2nd season	129	183	233	280	210	<b>Milk yield per cow with calf (litres/annum)</b>					
Total	307	404	664	830	550		113	190	268	348	234
<b>Length of growing season (months)</b>						<b>Liveweight (kg/head)</b>					
1st season	0.5	1.4	2.4	2.6	1.9		169	183	196	211	190
2nd season	0.5	0.8	1.2	2.2	1.1	<b>Mortality (%)</b>					
Total	1.0	2.2	3.6	4.8	3.0	Cows	40.0	9.1	5.2	5.4	10.3
<b>Forage yield (t DM/ha)</b>						Stock <2 years	45.0	11.9	8.1	7.8	12.2
1st season	0.2	1.0	2.0	2.2	1.5	Stock 2-3 years	25.0	7.6	5.2	5.2	8.2
2nd season	0.2	0.4	0.8	1.7	0.8	Stock >3 years	18.3	6.4	4.9	4.6	6.8
Total	0.4	1.4	2.8	3.9	2.3	<sup>1</sup> Very low = < 1 t DM/ha per year; low = 1.0-2.0 t; medium = 2.1-3.4 t; high = >3.4 t.					
No. of years	3	12	10	5	30						

Ce modèle simple se limite aux étapes [1] et [3] de la Figure 11. L'effet de l'alimentation sur la démographie est tout d'abord fixé de manière exogène : « un environnement  $E_i(t)$  est supposé engendrer un niveau de performance  $A_i(t)$  ». Par contre, un lien endogène est ensuite créé dans le modèle par le modèle probabiliste qui simule la séquence  $\{E(t)\}$  et par l'association entre  $E_i(t)$  et  $A_i(t)$ .

Dans leur étude, Bekure *et al.* n'ont décrit qu'une seule projection (Figure 12), retenue par les auteurs car la séquence simulée  $\{E(t)\}$  s'approchait de la série des pluviométries réelles observées entre 1957-86 dans la zone (la période incluait deux périodes de sécheresse). Dans la simulation, la dynamique du cheptel a montré une variabilité moins élevée que celle du disponible en fourrages, avec pour conséquence des périodes de surcharge animale plus ou moins longues lors des années sèches (p. ex. années 13-20).

Ce point n'est pas discuté dans l'étude, ainsi que beaucoup d'autres. Par exemple, il serait important de savoir si les périodes de surcharge représentent des situations réelles ou plutôt des artefacts engendrés par des biais d'origines diverses : sous-estimation des disponibles alimentaires  $\{E(t)\}$  ou des biais dans les couples  $E_i(t)$ - $A_i(t)$  (p. ex. sous-estimation de la variabilité des  $A_i(t)$  par rapport à celle des  $E_i(t)$ ).

Dans leur étude, Bekure *et al.* ont considéré des taux d'exploitation indépendants des ressources disponibles, alors qu'en réalité les décisions d'exploitation peuvent être très variables d'une année sur l'autre. Ceci pourrait avoir artificiellement diminué la variabilité de la dynamique du cheptel dans la projection. Une autre hypothèse forte du modèle est l'indépendance des tirages aléatoires successifs des  $E(t)$ . Ceci sous-entend notamment l'hypothèse d'absence d'éventuelles dégradations des pâturages liées au surpâturage. Ce point renvoie à des débats opposant diverses hypothèses biologiques sur la dynamique des systèmes naturels pâturés (p. ex. [196], [197], [198], [199]).

Enfin, n'ayant étudié qu'une seule projection, les auteurs n'ont pas considéré l'effet plus global de la variabilité stochastique sur la dynamique du cheptel, notamment les conditions de persistance du cheptel (taux de croît à moyen ou long terme) selon différents scénarios climatiques.

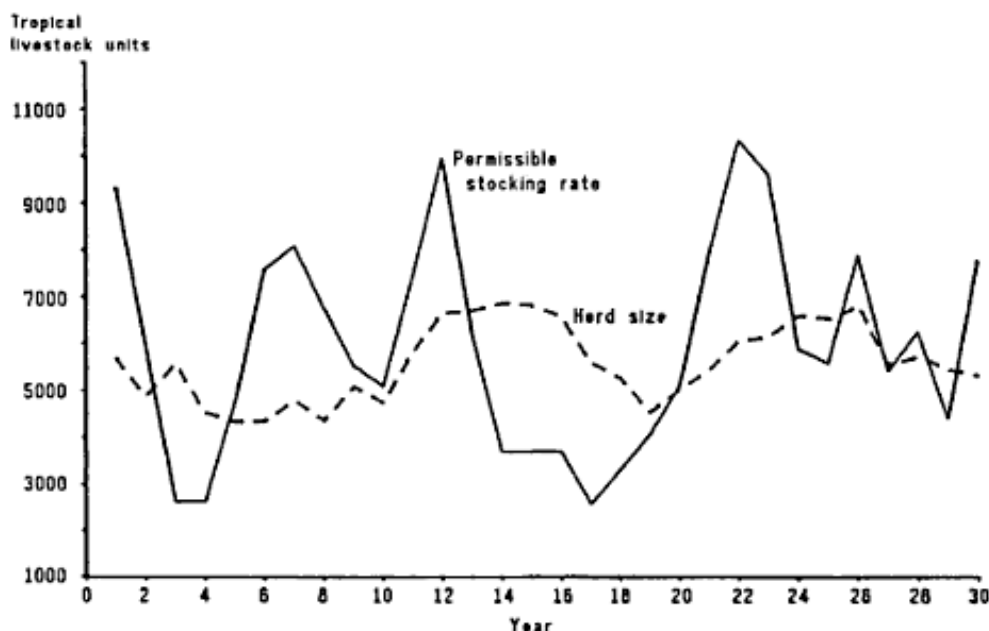


Figure 12 : Résultat de la simulation présentée par Bekure et al. (ranchs bovins au Kenya). En trait plein : Série temporelle simulée de la ressource disponible, exprimée en capacité de charge (UBT/10<sup>5</sup>ha) du pâturage (en supposant une consommation journalière de 6.25 kg de MS par kg de poids vif animal). En pointillés : Série démographique simulée et induite par la série de ressource disponible, exprimée en charge animale (UBT/10<sup>5</sup>ha). Les périodes pour lesquelles la courbe en pointillés est au dessus de la courbe en trait plein correspondent à des surcharges animales. Source : [195].

### Modèle à états nutritionnels

Cette approche a été utilisée par Pauline Ezanno ([74], [200]) pour prédire l'effet de stratégies de complémentation des femelles dans des troupeaux de bovins N'Dama au Sénégal (thèse de doctorat à laquelle j'ai participé comme co-encadrant). Il s'agit ici d'un modèle matriciel déterministe qui représente explicitement, c'est-à-dire par des compartiments, l'état nutritionnel des femelles reproductrices. Le modèle se limite à l'étape [3] de la Figure 11 mais avec un lien endogène alimentation-démographie induit par les probabilités de transition entre les états nutritionnels et l'effet des ces états sur les taux démographiques.

Dans une série d'études préliminaires, Ezanno *et al.* ([74], [201-203]) ont analysé la relation entre l'état nutritionnel des génisses et des vaches N'Dama sur leurs performances zootechniques. L'état nutritionnel était défini par des notes d'état corporel (NEC, en anglais BCS « body score condition »). La NEC est un indicateur indirect de la disponibilité alimentaire et de son utilisation par les animaux ([204]).

L'analyse des relations entre les NEC et les performances zootechniques est particulièrement difficile dans les systèmes traditionnels tropicaux car les performances résultent de nombreux facteurs en interaction et fortement saisonniers (avec des saisonnalités non synchronisées et variables d'une année sur l'autre). Par exemple, l'état nutritionnel d'une femelle reproductrice à

un moment donné dépend du disponible alimentaire mais aussi de l'état physiologique (par rapport à son cycle reproductif) dans lequel elle se trouve, ainsi que d'autres facteurs comme l'occurrence de maladies qui vont affaiblir les animaux, ralentir la croissance et provoquer des mortalités.

Ezanno *et al.* ont décomposé cette complexité en distinguant quatre statuts nutritionnels, chacun défini par un profil de NEC observé sur deux mois consécutifs. Les profils ont été construits en classant les femelles chaque mois dans un état « U :  $NEC < 2.5$  » (mauvais état) ou dans état « A :  $NEC \geq 2.5$  » (bon état). Parmi les résultats obtenus, les auteurs ont notamment observé que l'état A augmentait fortement la probabilité de fécondation des femelles vides quelle que soit la saison (Figure 13 ; dans cette figure, A est noté G pour « good »). L'état A en fin de gestation favorisait également la survie et la croissance des jeunes ainsi que la production laitière.

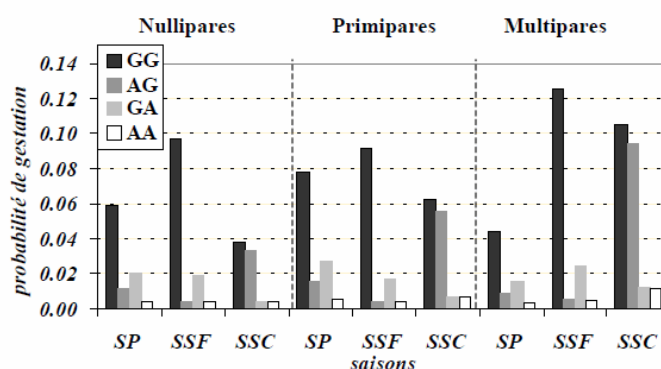


Figure 13 : Probabilités mensuelles d'être fécondée pour une femelle N'Dama vide de plus de 3 ans dans la zone de Kolda (Sénégal), estimées en fonction de la saison (SP : saison des pluies ; SSF : saison sèche fraîche ; SSC : saison sèche chaude), de la parité de la femelle et de son profil de NEC observé sur deux mois consécutifs (les états U et A décrits dans le texte sont notés ici respectivement A et G :  $A = NEC < 2.5$ ,  $G = NEC \geq 2.5$ ). Le profil AG correspond par exemple aux femelles étant en A dans le premier mois puis en G dans le second mois. Source : [74].

Ezanno ([74], [200]) a ensuite intégré ces résultats dans un modèle matriciel permettant d'estimer la productivité globale des troupeaux. Le modèle utilisait à pas de temps mensuel prenant en compte la saisonnalité des taux démographiques et l'effet des profils de NEC. La variabilité interannuelle des paramètres n'a pas été considérée.

Pour les femelles matures (définies par les femelles d'âge  $> 36$  mois), les compartiments représentaient la parité (nullipare, primipare, multipare), le stade reproductif (femelle vide, en gestation, en lactation) et le statut nutritionnel (UU, UA, AA, AU). D'un mois à l'autre, les femelles pouvaient changer de statut nutritionnel, ou conserver le même statut, en fonction de probabilités de transition (Figure 14). Ces probabilités ont tout d'abord été estimées d'après les données de terrain (Figure 15) puis ont été modifiées pour prédire et comparer l'effet de stratégies de complémentation : par exemple effet de la réduction des probabilités de transition vers les états U à certains stades physiologiques ou certaines saisons.

Ezanno ([200]) a comparé deux stratégies principales : compléter les femelles en fin de gestation ou compléter les femelles vides. Les gains les plus bénéfiques observés dans les simulations, en termes de compromis entre production numérique et production laitière, ont été obtenus lorsque les femelles vides étaient complémentées. Le modèle a également permis d'identifier les saisons où la complémentation pouvait être la plus favorable. Enfin, le modèle a facilité la compréhension de l'effet de la complémentation en fin de gestation. Cet effet apparemment contradictoire (il était positif pour la production laitière, mais négatif pour la production numérique) provenait d'interactions multiples entre les variations des profils de NEC, du

taux de mise bas et des périodes de naissances, induites par la complémentation et pouvant être plus ou moins favorables à la survie des jeunes.

Comme l'indique Ezanno, une limite de l'étude a été de ne pas avoir suffisamment discuté de l'opérationnalité des stratégies de complémentation comparées, et en particulier de ne pas avoir rapporté les gains de production estimés aux coûts respectifs des stratégies.

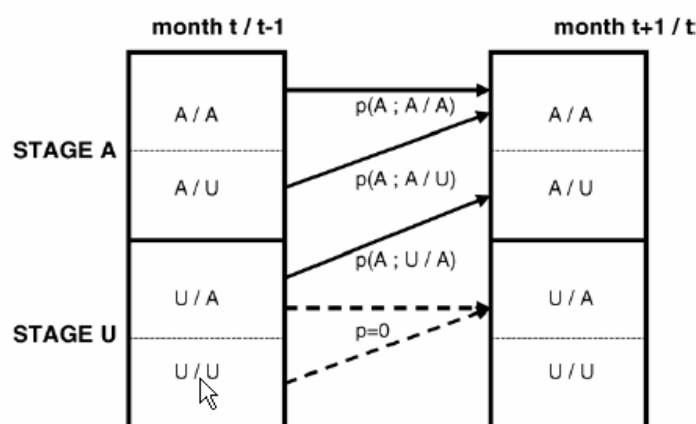


Figure 14 : Transitions entre les statuts nutritionnels des femelles matures représentés dans le modèle d'Ezanno ([74], [200]). Par exemple,  $p(A; A/U)$  est la probabilité d'être dans l'état A au mois  $t+1$  pour une femelle qui était dans l'état A au mois  $t$  et à l'état U au temps  $t-1$  (avec  $U=NEC<2.5$  et  $A=NEC\geq 2.5$ ). Source : [200].

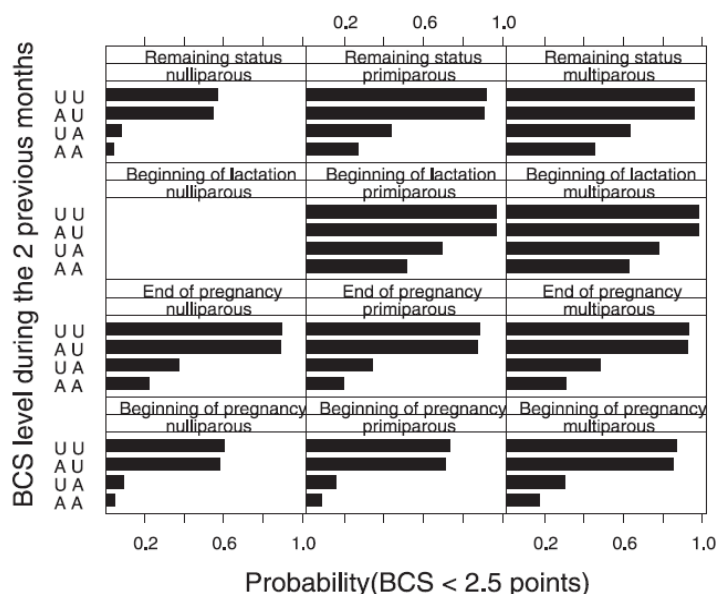


Figure 15 : Probabilités de transition  $p(U; UU)$ ,  $p(U; AU)$ ,  $p(U; UA)$  et  $p(U; AA)$  entre les statuts nutritionnels des femelles matures représentés dans le modèle d'Ezanno, estimées en fonction de la parité et du stade physiologique de la femelle. Par exemple,  $p(U; UA)$  est la probabilité d'être dans l'état U au mois  $t+1$  pour une femelle qui était dans l'état A au mois  $t$  et à l'état U au temps  $t-1$  (avec  $U=NEC<2.5$  et  $A=NEC\geq 2.5$ ). Source : [202].

### 4.5.3. Autres modèles (non matriciels)

Les deux exemples présentés en section 4.5.2 correspondent à des modèles relativement simples : peu d'états et de processus sont représentés. De nombreux autres modèles alimentation-démographie, n'utilisant pas la formalisation matricielle et se positionnant dans la « modélisation des systèmes complexes », ont été proposés. Ces modèles sont plus mécanistes que les modèles précédents, ce qui implique un effectif plus élevé d'états et de processus représentés, mais restent encore aujourd'hui essentiellement basés sur des équations empiriques.

#### Modèles « feed driven »

Les modèles « feed driven » (p. ex. [205]) couplent des équations démographiques à des équations de croissance pondérale des animaux : étapes [2] et [3] dans la Figure 11. Le lien alimentation-démographie est ici endogène, avec le principe suivant.

Tout d'abord, le modèle simule les variations de poids des animaux (ou de NEC, p. ex. [38]) en fonction du disponible alimentaire et d'équations d'ingestion, de digestibilité et de flux énergétiques. A chaque temps  $t$ , l'état nutritionnel des animaux est ensuite synthétisé par un « indicateur de condition », défini en comparant les croissances simulées à un profil de croissance « optimal » (ce profil est une donnée d'entrée). L'indicateur de condition influe enfin sur les taux de reproduction et de mortalité par des fonctions empiriques (p. ex. Figure 16 et annexe 9.1).

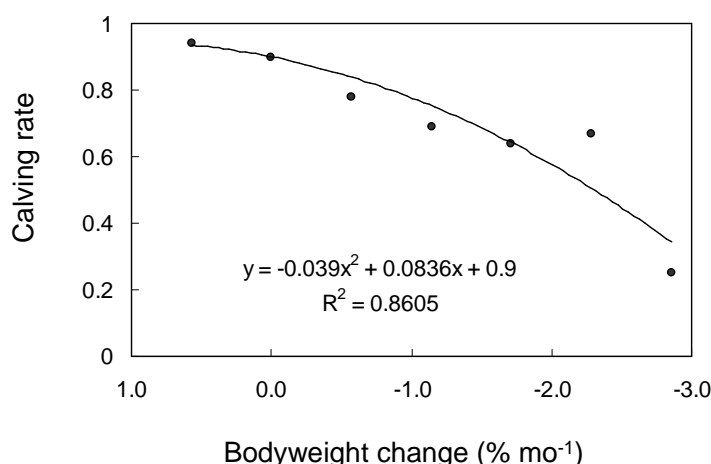


Figure 16 : Relation empirique entre le taux annuel moyen de mise bas et le % de variation mensuelle du poids d'une vache utilisée dans le modèle LIVSIM décrit en annexe 9.1 (modèle « feed driven » pour des troupeaux laitiers au Kenya). La relation a été ajustée à partir de données expérimentales sur des génotypes exotiques croisées. Source : [206].

Les modèles « feed driven » ont eu de nombreuses variantes (certaines sont p. ex. discutées dans [36], [3], [4]). Cependant, leurs applications aux conditions tropicales ont été rares. Deux modèles bovins ayant été utilisés en Afrique sont présentés en annexe 9.1 : les modèles individus-centrés ILCA ([207], [208]) et LIVSIM ([206], [209]). Ces deux modèles sont dérivés du modèle à compartiment TAMU ([210], [211]) initialement proposé pour des ranchs bovins au Texas. Quelques modèles « feed driven » ont également été développés pour les ovins et les caprins tropicaux ([212], [205]).

Le modèle bovin ILCA a été appliqué au Botswana et en Tanzanie dans des milieux disposant de pâturages assez abondants. A ma connaissance, il n'a pas été utilisé dans les milieux



plus arides, excepté lors d'une tentative d'application au Mali et au Kenya en 1985, qui s'est avérée peu concluante. Une difficulté importante des modèles est l'ajustement des fonctions empiriques déterminant d'une part les variations pondérales des animaux et d'autre part les variations des taux démographiques en fonction des états nutritionnels. Les fonctions proposées dans le modèle ILCA ont par exemple été critiquées dans le contexte sahélien ([213], [214]). Les fonctions empiriques actuelles ne permettent pas de représenter correctement les mécanismes complexes d'élaboration des performances de reproduction des vaches zébus en présence de milieux très contraints et présentant de fortes fluctuations saisonnières et interannuelles.

Le modèle LIVSIM a été appliqué sur des élevages laitiers au Kenya. Certaines des fonctions empiriques du modèle ont été ajustées d'après des données collectées en stations de recherche sur les génotypes Holstein × zébus. Les données permettant de tels ajustements restent quasi-inexistantes pour les troupeaux d'Afrique subsaharienne élevés en conditions villageoises et particulièrement au Sahel.

Sur un plan plus conceptuel, Blanc *et al.* ([36]) soulignent également que les modèles de ce type se limitent à représenter des effets nutritionnels à court terme sur les cycles ovariens, par un ensemble de lois empiriques et de facteurs de correction. Un challenge important est de mieux représenter les phénomènes d'adaptations et de plasticités animales faces aux variations environnementales et d'intégrer d'éventuels effets biologiques « mémoires », à court terme ou tout le long de la carrière reproductive des femelles ([36]). Ceci pourrait être particulièrement déterminant dans les systèmes sahéliens où le disponible alimentaire est une contrainte majeure.

### Modèles végétation-herbivores

Une classe de modèles encore plus ambitieux couple la démographie, la croissance pondérale des animaux et la dynamique des pâturages naturels : étapes [1]-[4] dans la Figure 11. Les variations du disponible en ressources sont prédites en fonction d'un modèle agroclimatique (étape [1]) et du prélèvement effectué par les herbivores domestiques et/ou sauvages présentes dans la zone modélisée (étape [4]). Le disponible influe sur la démographie animale par l'intermédiaire d'un modèle de croissance pondérale des animaux (étapes [2] et [3]).

Ces modèles « végétation-herbivores » ont des composantes communes avec les modèles proie-prédateur : le pâturage est la proie des populations animales et les populations animales sont exploitées par l'homme. De manière plus large, ils se situent dans la modélisation des écosystèmes, et plus particulièrement des écosystèmes pâturés. La recherche dans ce domaine est particulièrement active et de très nombreux modèles ont été proposés (d'ailleurs, pour l'élevage, certains dans la continuité du modèle TAMU : [215]). Tietjen & Jeltsch en 2007 ([216]) ont p. ex. recensé quarante-et-un modèles représentant des écosystèmes pâturés arides ou semi-arides. Le Tableau 9 en liste quelques références pour l'Afrique, l'Australie et l'Amérique du Nord et la Figure 17 présente deux exemples de schémas conceptuels de modèles.

Les modèles végétation-herbivores tentent de représenter des mécanismes biologiques complexes, au niveau animal mais aussi des rétroactions existant entre les différentes composantes du système, pour lesquels il n'y a pas toujours de consensus. Par exemple, il existe un fort débat sur les forces principales (« drivers » en anglais) déterminant la dynamique des systèmes pâturés arides et semi-arides. C'est le célèbre questionnement autour des hypothèses « d'équilibre » et de « non-équilibre » (p. ex. [196], [198], [199]) qui privilégient respectivement l'importance des phénomènes de densité-dépendances ou d'aléas climatiques dans la dynamique globale du système (Tableau 10). Les difficultés autour de ce questionnement ne sont pas limitées aux modèles complexes comme ceux illustrés en Figure 17. On les retrouve tout aussi bien au niveau des modèles plus simples, comme le modèle matriciel à états environnementaux stochastiques de Bekure *et al.* décrit précédemment.

Tableau 9 : Exemple de références présentant des modèles végétation-herbivores pour les systèmes pâturés arides et semi-arides.

Pays	Espèce	Référence
Afrique du Sud	Bovins et petits ruminants	[217]
	Petits ruminants	[218], [219], [220-222]
Afrique (non précisé)	Bovins	[223]
	Ongulés sauvages	[224]
Australie	Bovins	[225]
	Bovins et petits ruminants	[226], [227], [228]
	Petits ruminants	[229], [230]
US sud Texas et nord-est Mexique	Bovins	[231-234], [235]

Tableau 10 : Principaux attributs des systèmes végétation-herbivores en « équilibre » et en « non-équilibre » selon les degrés variés de régulation interne (p. ex. densités-dépendance) et de sensibilité aux perturbations extérieures (p. ex. aléas climatiques). Source : [197].

	Equilibrium systems	Non-equilibrium systems
Abiotic patterns	Relatively constant	Stochastic/variable
Plant–herbivore interactions	Tight coupling	Weak coupling
	Biotic regulation	Abiotic drivers
Population patterns	Density dependence	Density independence
	Populations track carrying capacity	Dynamic carrying capacity limits population tracking
Community/ecosystem characteristics	Competitive structuring of communities	Competition not expressed
	Internal regulation	External drivers

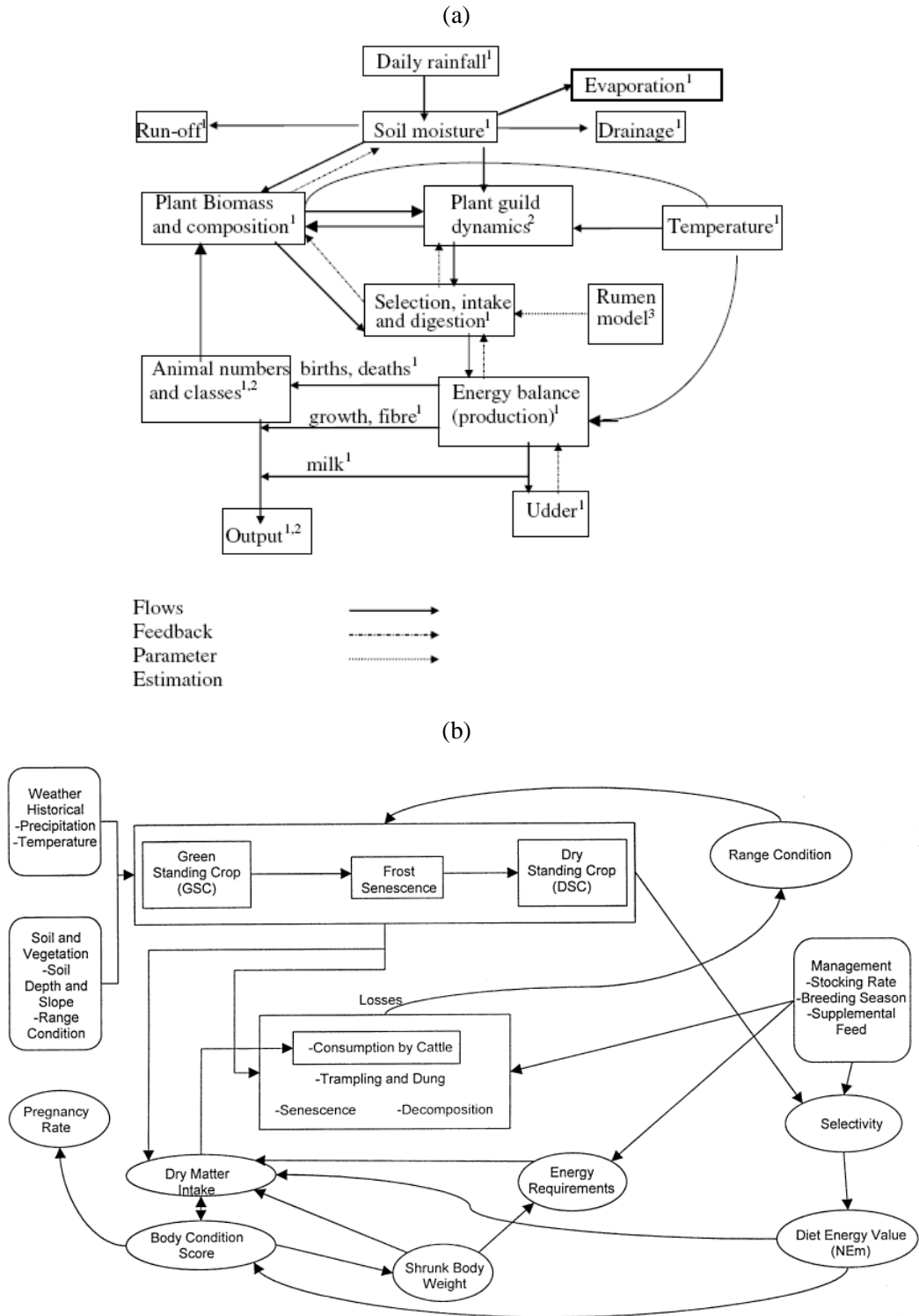


Figure 17 : Deux schémas conceptuels de modèles végétation-herbivores. (a) Modèle de Hahn, Richardson et coll. en Afrique du sud. (b) Modèle de Diaz-Solis et coll. au sud Texas et nord-est Mexique. Sources : respectivement [220] et [231].

Les modèles végétation-herbivores contiennent en général un grand nombre d'équations empiriques qu'il faut estimer par des modèles de régression statistique. Ces modèles sont donc très coûteux en données, ou en hypothèses lorsqu'il n'y a pas de données. Par exemple, le modèle développé par Hahn *et al.* ([217]) et Richardson *et al.* ([219]) en Afrique du sud a profité de données et de connaissances fines accumulées sur une même prairie pendant dix ans sur les populations animales et les pâturages (voire davantage pour certaines données climatiques et zootechniques : années 1971-94). Les modèles développés pour des ranchs en Australie (p. ex. [225], [226]) se sont appuyés sur de longues et fiables séries temporelles de charges animales et de pâturages. En Afrique subsaharienne, et particulièrement dans les zones semi-arides et arides, les stocks d'animaux et les ressources alimentaires utilisées sont très difficiles à estimer et, à ma connaissance, ce type de données longitudinales est inexistant.

Certains auteurs ont cherché à réduire la finesse des modèles, par exemple Diaz-Solis *et al.* ([232]) dans le simulateur SESS « Simple Ecological Sustainability Simulator ». Mais ce simulateur conserve un effectif élevé d'équations à ajuster. D'autres auteurs ont utilisé des approches assez différentes en développant des modèles très théoriques, par exemple le modèle d'Illius & O'Connor ([223]) ou le modèle « métaphysiologique » de Owen-Smith ([224]), mais ces modèles ne semblent pas avoir été validés d'après des observations de terrain.

En synthèse, développer des modèles végétation-herbivores dans les milieux contraints d'Afrique subsaharienne, et notamment dans les systèmes pâturés sahéliens, me semble une voie intéressante, au moins pour l'intérêt des concepts biologiques très importants que ces modèles permettent de manipuler. Mais le manque de données et de connaissances est une contrainte majeure au développement de la démarche (que certains considèrent irréaliste, par exemple [195]) qui reste à construire.

Je n'ai pas abordé ces modèles dans mes activités. Leur élaboration est complexe et leur interprétation peut être difficile. Ils dépassent le cadre du présent mémoire, mais j'y reviendrai dans mes perspectives de travail.

## 4.6. Conclusion

Ce chapitre a illustré la diversité des applications des modèles matriciels en élevage tropical. Ces applications s'inscrivent dans une approche de modélisation que j'appelle « descendante » par analogie avec les modèles « top-down » de réseaux tropiques (p. ex. [236]), dans laquelle le modélisateur réduit d'emblée et fortement l'effectif de composantes représentées. Le modélisateur augmente ensuite éventuellement la finesse du modèle si les objectifs de l'étude le demandent.

D'autres modèles démographiques s'inscrivent dans la modélisation des systèmes complexes (p. ex. [237]) ou « ascendante » (modèles « bottom-up »). Le modélisateur représente d'emblée un effectif élevé d'états et de processus. La dynamique du système résulte de l'agrégation des événements engendrés par ces nombreuses composantes et par leurs interactions. Le modélisateur cherche ensuite à réduire progressivement la finesse superflue du modèle (c'est p. ex. la démarche de Diaz-Solis *et al.* [232] dans le simulateur SESS).

Les modélisations descendantes et ascendantes utilisent toutes les deux des relations « mécanistes » (c.-à-d. représentant explicitement les mécanismes biologiques) et des relations « phénoménologiques » (c.-à-d. dont les résultats sont en accord avec la théorie biologique, mais dont la formalisation ne découle pas directement de cette théorie), mais en des proportions différentes.

Bien que considérés comme des modèles simples, les modèles matriciels et leurs applications en élevage traditionnel tropical posent de nombreuses difficultés méthodologiques. Le

chapitre suivant décrit les principales difficultés que j'ai identifiées et auxquelles j'ai choisi de répondre par mes travaux, au niveau de la formalisation des modèles et de l'estimation des paramètres. D'autres difficultés seront reprises dans mes perspectives de recherche.

# 5.

## **Limitations des approches utilisant les modèles matriciels et orientation de mes recherches**

### **5.1. Limitations au niveau des modèles**

#### **5.1.1. Présentation non matricielle**

La majorité des modèles matriciels utilisés en élevage tropical ont été présentés sous la forme de successions d'équations (routines informatiques ou feuilles de tableurs) sans lien avec la théorie des modèles matriciels (Figure 18). A ma connaissance, Tacher en 1975 ([47]) est le premier auteur à avoir remplacé les équations dynamiques dans leur forme matricielle et à utiliser les propriétés théoriques correspondantes (calcul de  $\lambda$  et  $v$  à partir de la matrice  $A$ , description du régime transitoire, etc.).

Paradoxalement, l'article de Tacher a eu peu d'impact parmi les auteurs et beaucoup ont continué de présenter les modèles sans cadre théorique. Par exemple, Upton en 1985 ([114]) signale la possibilité de calculer les valeurs et vecteurs propres de la matrice de projection, mais sans réutiliser ces notions dans ses deux articles en 1989 et 1993 sur les modèles de production à l'équilibre ([134], [135]). L'auteur estime la structure stable du troupeau de manière « manuelle »

en utilisant l'approche actuarielle des tables de vie (en se basant sur le schéma conceptuel du modèle, Figure 19). Baptist en 1992 ([136]) décrit les calculs de production à l'équilibre avec cette même approche actuarielle, sans utiliser les résultats matriciels connus. French *et al.* en 2001 ([171]) présentent une matrice du Leslie représentant un troupeau femelle bovin mais sans utiliser de concepts théoriques.

Après l'article de Tacher, la présentation matricielle des modèles n'est réapparue qu'à partir des années 2000, notamment dans mes travaux puis dans les articles d'Hary ([123], [132]).

ANNEXE 1	
DESCRIPTION DES CALCULS DE PROJECTION DEMOGRAPHIQUE DES TROUPEAUX	
Variables utilisées:	
x	animal d'âge x (en année, semestre, trimestre)
x-1	animal d'âge x-1 (idem)
t	année, semestre, ou trimestre numéro t
t-1	année, semestre, trimestre numéro t-1
N(x,t)	nombre d'animaux de classe x, au début de la période t
P(x,t)	nombre d'animaux achetés de classe x pendant la période t
M(x,t)	taux de mortalité de la classe x pendant la période t
S(x,t)	taux de vente de la classe x, à la fin de la période t
C1, C2	paramètres des taux de mortalité
<p>Pour prendre en compte les options annuelles et glissantes du programme pour les taux de mortalité, de vente/élimination, de naissance, les formules sont ajustées comme indiqué ci-dessous: pour toute classe avec <math>x &gt; 0</math> (par exemple toutes les classes sauf la première)</p> <p><u>.si le taux de vente est basé sur un mode ANNUEL, alors:</u></p> <p>si le taux de mortalité est GLISSANT C1=1 et C2=1</p> <p>si le taux de mortalité est ANNUEL C1=2 et C2=0</p> $N(x,t) = [N(x-1,t-1) * [1 - ((C1 * M(x-1,t-1) + (C2 * M(x,t-1)) / 2))] + (P(x-1,t-1) * [1 - ((C1 * M(x-1,t-1) + C2 * M(x,t-1)) / 4)]) * (1 - S(x-1,t-1))]$	
<p>Traduite cette formule se lit:</p> <p>Nombre d'animaux de classe x à la période t = (nombre d'animaux de classe x-1 à la période t-1) - (nombre de morts de classe x-1 pendant t-1) + [(nombre d'animaux de classe x-1 achetés pendant t-1) - (morts achetés)] - nombre d'animaux vendus.</p> <p>Note: -seulement la moitié du taux de mortalité est appliqué aux animaux achetés, les achats sont supposés être distribués à travers la période. -le taux de vente est appliqué à la fin de la période aux animaux restant après les mortalités et les achats, et les mortalités des animaux achetés.</p> <p><u>.si le taux de vente est basé sur un mode GLISSANT alors:</u></p> <p>si le taux de mortalité est ANNUEL C1=2 et C2=0</p> <p>si le taux de mortalité est GLISSANT C1=0 et C2=2</p> $N(x,t) = ( (N(x-1,t-1) * (1 - (M(x-1,t-1) / 2)) ) + ( (P(x-1,t-1) / 2) * (1 - (M(x-1,t-1) / 4)) ) * (1 - ((S(x-1,t-1) + S(x,t-1)) / 2)) * (1 - ((C1 * M(x-1,t-1)) + (C2 * M(x,t-1)) / 4)) ) + ( (P(x-1,t-1) / 2) * (1 - ((C1 * M(x-1,t-1)) + (C2 * M(x,t-1)) / 8)) ) )$ <p>Traduite cette formule est très similaire à la précédente à la seule exception que le taux de vente est appliqué à la moitié, pendant la période basée sur le nombre d'animaux dans la classe précédente et pendant la précédente période, moins le nombre d'animaux morts divisé par deux pendant la période, plus la moitié des achats, moins les morts de la moitié des achats, le nombre est supposé être le nombre d'animaux présents divisé par deux, pendant la période et après les ventes, la moitié du taux de mortalité est utilisée pour sortir les morts pendant la deuxième moitié de la période et la moitié des achats sont ajoutés pour la seconde moitié de la période moins les morts de cette moitié des achats.</p>	

Figure 18 : Exemple de présentation d'un modèle matriciel sous une forme non matricielle. Extrait de la documentation du logiciel LIVMOD développé par la FAO et le CIRAD à la fin des années 1980. Source : [187].

Use: For any given number of Cows N  
 To calculate 1. Number of animals in other age/sex classes hence total herd size  
 2. Total milk production/year  
 3. Total offtake/year

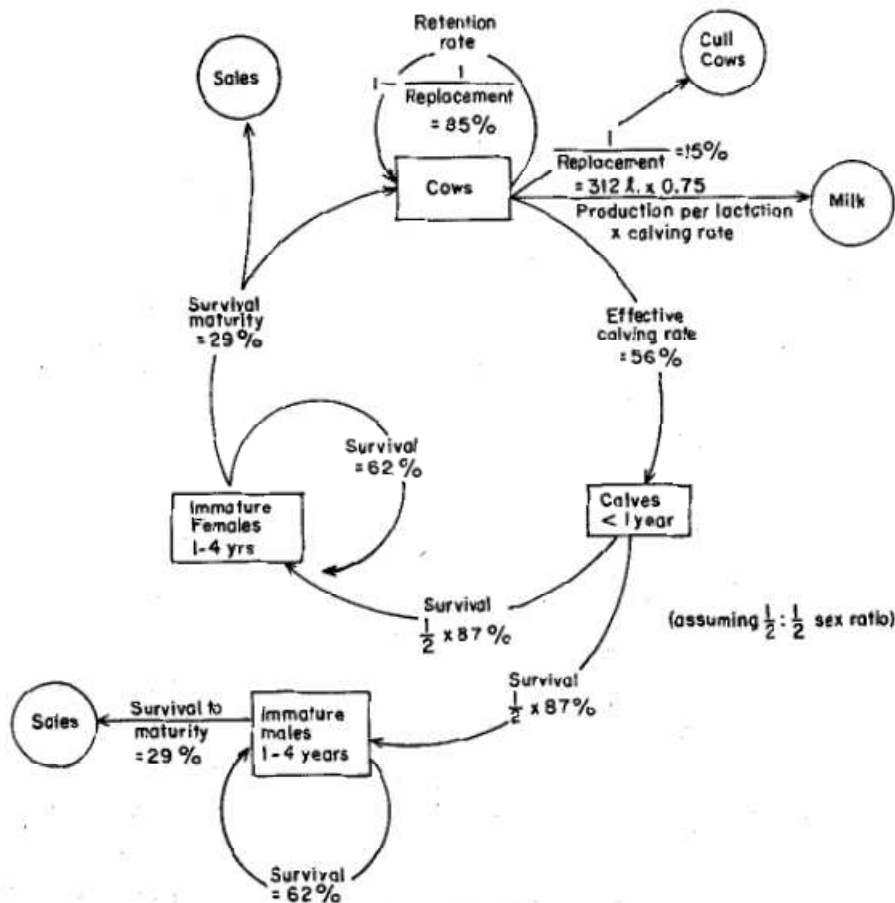


Figure 19: Schéma conceptuel du modèle de dynamique de cheptel bovin présenté par Upton ([134], [135]) utilisé pour le calcul de la structure stable du cheptel et de la production annuelle à l'équilibre. Source : [135].

Ainsi, peu de concepts méthodologiques des modèle matriciel, notamment ceux développés en écologie et en démographie humaine, ont été transférés et utilisés en élevage tropical, et certains sont restés peu connus. Par exemple, la notion de régime transitoire d'un modèle, se caractérisant en environnement constant par des fluctuations de la structure et du taux de croît du troupeau (avant la convergence vers l'état stable), n'apparaît pratiquement jamais dans les études. Ce régime pourrait cependant expliquer certaines fluctuations observées après des sécheresses (Figure 20).

Un autre exemple est la stochasticité environnementale, peu abordée en élevage tropical alors que plusieurs ouvrages de synthèse ([14], [17], [238]) ont montré ses effets sur les résultats dynamiques (p. ex. modification du taux de croît à long terme). Cette stochasticité est par ailleurs fréquemment confondue à tort avec la notion d'incertitude statistique (inférence autour d'une moyenne estimée) ou avec celle de stochasticité démographique (réalisation aléatoire d'événements dans de petites populations).



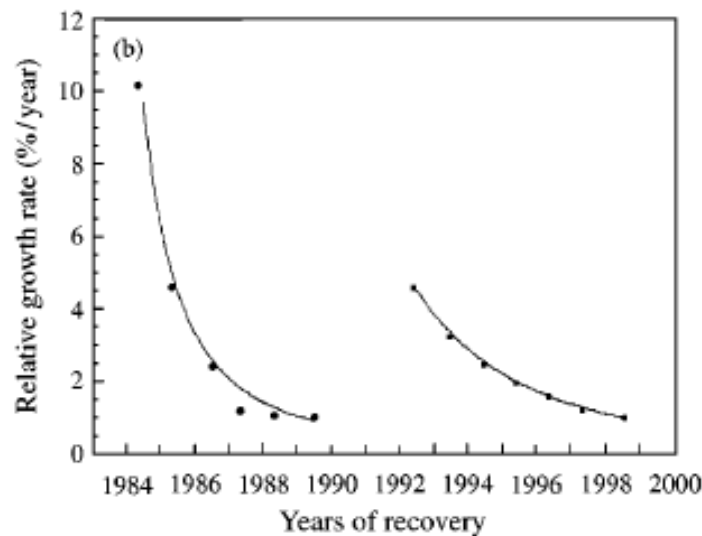


Figure 20 : Taux de croît annuels (%) d'un cheptel bovin au nord du Kenya (région Obbu) estimés après les sécheresses 1983-84 et 1991-92. L'auteur de l'étude attribue les variations interannuelles du taux de croît (ici de plus en plus faible) à des variations environnementales (meilleures conditions de pâturage dans les premières années juste après les sécheresses, qui auraient favorisé les mises bas). Cependant, ce type de variations peut également être observé lors de régimes transitoires en environnement constant, en raison de fluctuations de la structure sexe-âge du cheptel (cf. chapitre 7). Source : [239].

### 5.1.2. Difficultés du pas de temps annuel

Une autre limitation fréquente des modèles matriciels en élevage tropical est l'utilisation du pas de temps annuel :  $\Delta t = (t, t+1) = 1$  an. Ce pas de temps a l'avantage d'être opérationnel : même lorsque des pas de temps plus petits sont utilisés, les résultats démographiques sont pratiquement toujours agrégés par année. Il respecte également le rythme climatique (succession de cycles saisonniers). Cependant, pour les espèces à reproduction non synchronisée, le pas de temps annuel engendre des difficultés importantes au niveau de la définition de la structure et des paramètres du modèle matriciel.

#### Structure du modèle en classes d'âge

Le pas de temps annuel empêche de représenter explicitement des classes d'âge de durées inférieures à 1 an dans le vecteur d'état  $x(t)$  : par exemple les classes « 0 à 3 mois », « >3 à 6 mois », « >6 à 9 mois » et « >9 à 12 mois ». Ceci peut être très contraignant, notamment pour la modélisation des petits ruminants dont les taux de mortalité et d'exploitation présentent une forte variabilité entre 0 et 1 an, et dont les premières mises bas peuvent survenir avant l'âge d'1 an. Pour les bovins, le problème est moins important pour la mortalité et l'exploitation qui sont beaucoup moins variables au sein des classes d'âge annuelles. Mais la difficulté réapparaît pour modéliser l'entrée en reproduction, car le début des mises bas peut survenir entre deux classes d'âge annuelles.

#### Définition des paramètres

Le pas de temps annuel complique la définition des taux démographiques  $\{f_i, s_i, p_{m,i}, p_{e,i}\}$  de la matrice de projection  $A$ , pour deux raisons principales. La première raison vient de l'étalement des naissances observé dans les cheptels des systèmes traditionnels. Dans un modèle matriciel

annuel, la reproduction non synchronisée oblige à raisonner en « âges révolus », alors que la reproduction synchronisée, observée par exemple chez les ongulés sauvages, permet de raisonner en « âges exacts » (l'exemple simplifié du modèle présenté au chapitre 2 utilisait des âges exacts). La différence entre âges exacts et âges révolus est illustrée en Figure 21 :

- Dans le cas d'une reproduction synchronisée (Figure 21-a), ou « instantanée », la classe d'âge  $i$  représente les animaux d'âge exact  $i$  ans au temps  $t$ , et  $s_i$  la probabilité de survie de ces animaux jusqu'au temps  $t+1$  ;
- Dans le cas d'une reproduction non synchronisée (Figure 21-b), ou « étalée », la classe d'âge  $i$  représente les animaux ayant l'âge révolu  $i-1$  ans (c.-à-d. ayant des âges exacts entre  $i-1$  et  $i$  ans) au temps  $t$ , et  $s_i$  la probabilité de survie de ces animaux jusqu'au temps  $t+1$ .

Les transitions entre âges révolus sont plus difficiles à interpréter et moins informatives en termes zootechniques que les transitions entre âges exacts. Par exemple, la probabilité  $s_0$  en âges révolus (Figure 21-b) représente la survie des animaux nés dans l'année, de leur naissance jusqu'au temps  $t+1$ , et non pas la probabilité de survie entre la naissance et l'âge exact d'1 an comme cela est parfois rencontré à tort dans la littérature. La probabilité  $s_1$  représente la survie des animaux d'âges exacts 0-1 an au temps  $t$  jusqu'aux âges exacts 1-2 ans au temps  $t+1$ . Etc.

Les probabilités  $s_0$  et  $s_1$  en âges révolus font chacune la synthèse de trajectoires de vie très hétérogènes. Par exemple, au temps  $t+1$ , les survivants  $s_0$  des animaux nés entre  $(t, t+1)$  ont des âges très variables, allant de un jour à un an.

Par ailleurs, la littérature reporte surtout des taux démographiques en âges exacts et donc peu de données sont directement disponibles en âges révolus pour alimenter les modèles. Des approximations permettent d'estimer les taux démographiques en âges révolus à partir de taux en âges exacts. Ces approximations ont été reportées dans plusieurs ouvrages (p. ex. [15]) mais ont été peu explicitées. J'en propose une synthèse compréhensive (non encore publiée) en annexe 9.2. Cependant, les formules d'approximation ne sont pas toujours simples à manipuler, notamment dans les modèles de production à l'équilibre, et entraînent des biais. Ces biais peuvent être particulièrement élevés au niveau des premières classes d'âge, dans lesquelles la variabilité des taux avec l'âge exact des animaux est élevée.

La seconde raison de la difficulté de définir des taux dans des modèles matriciels annuels est liée à un problème de « risques compétitifs », détaillé plus loin, mais que j'introduis ci-dessous. Deux événements sont dits compétitifs si l'occurrence de l'un empêche l'occurrence de l'autre. Les compétitions entre événements créent des interférences dans les taux d'occurrence, c'est-à-dire que la valeur d'un taux va influencer la valeur d'un autre. Ces interférences sont d'autant plus élevées que le pas de temps  $\Delta t$  est grand, d'où la difficulté du pas de temps annuel.

Un exemple pour les cheptels domestiques est la compétition entre la mortalité naturelle et l'exploitation. Une expression usuelle de la probabilité de survie d'une classe d'âge donnée entre  $t$  et  $t+1$  est la forme additive :

$$s = 1 - p_m - p_e$$

La difficulté dans cette forme additive est que les taux  $p_m$  et  $p_e$  ne sont pas indépendants :  $p_m$  décroît lorsque les exploitations augmentent. Pour des valeurs modérées de  $p_e$ , et sous certaines hypothèses décrites plus loin, cette décroissance est approximativement linéaire suivant la relation :

$$p_m \approx \pi_m - \pi_m \times p_e$$

où  $\pi_m$  est la probabilité de mort qui serait observée s'il n'y avait pas d'exploitation ( $p_m \approx \pi_m$  lorsque  $p_e = 0$ ). La probabilité  $\pi_m$  mesure une mortalité biologique alors que  $p_m$  mesure une mortalité « apparente » (terme usuel en épidémiologie) car sa valeur dépend des autres causes de disparition

(ici les exploitations). Dans les analyses comparatives entre cheptels, la relation fonctionnelle entre  $p_m$  et  $p_e$  doit être prise en compte dans la matrice  $A$  : en d'autres termes, si on modifie  $p_e$  entre plusieurs simulations, la mortalité  $p_m$  doit varier en conséquence. Dans le cas contraire, les résultats du modèle matriciel sont biaisés. Ceci complique la manipulation du modèle.

Une alternative à la forme additive de la probabilité de survie est la forme multiplicative, qui suppose une exploitation instantanée en fin d'année, ou en début d'année. La probabilité de survie est alors :

$$s = (1 - P_e) \times (1 - \pi_m)$$

où  $P_e$  est la probabilité d'exploitation des animaux présents en fin d'année, c'est-à-dire ceux ayant survécu à la mortalité.

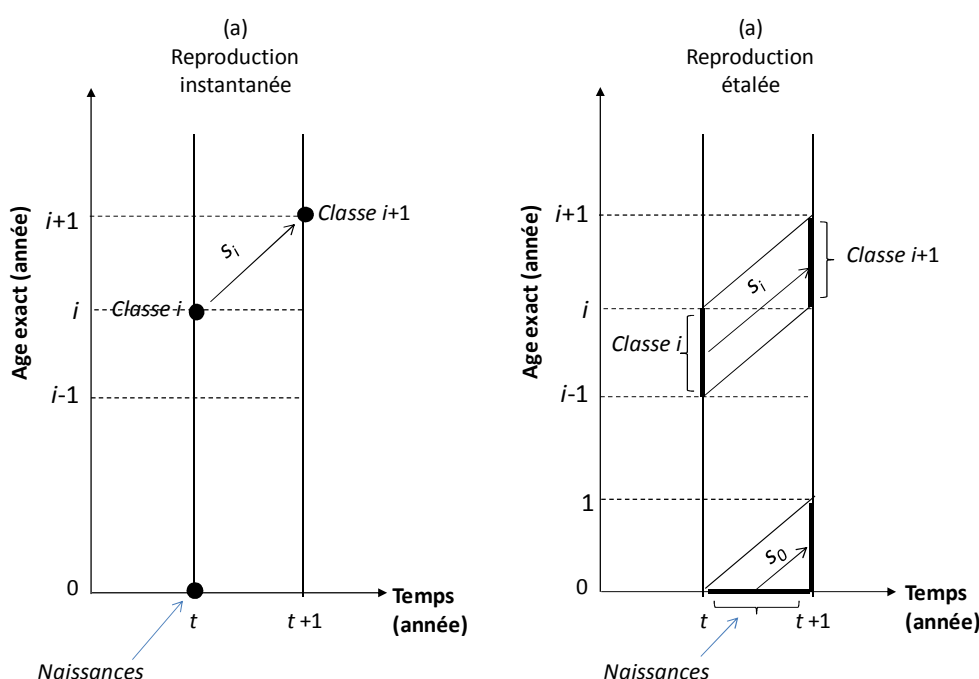


Figure 21 : Classes d'âge selon les types de reproduction. (a) Reproduction instantanée : les classes d'âge représentent des âges exacts (un animal a par exemple un âge d'1 an exact lorsqu'il est âgé de 365 jours). (b) Reproduction étalée sur l'année : les classes d'âge représentent des âges révolus (un animal a par exemple un âge d'1 an révolu lorsqu'il est dans sa deuxième année, c'est-à-dire lorsque son âge exact est compris entre 1 et 2 ans), et la « classe 0 » représente les animaux nés dans l'année.

En pratique, la nuance entre les approches additive et multiplicative dans les modèles matriciels annuels n'est pas toujours bien comprise des non-spécialistes et, dans certaines études,  $\pi_m$  est remplacée à tort par des estimations de probabilités  $p_m$  :

$$s = (1 - P_e) \times (1 - p_m)$$

Cette confusion entraîne des biais dans les estimations. La forme multiplicative est également soumise à deux autres sources de biais. La première source est la difficulté d'estimer  $P_e$  à partir de données de terrain, car, dans la réalité, les exploitations d'animaux sont étalées dans le temps et non

concentrées en fin d'année. La seconde source est la possible surestimation de l'effectif de naissances prédit dans l'année par le modèle matriciel, car le modèle « laisse vivre » trop longtemps les femelles reproductrices exploitées en cours d'année : dans la forme multiplicative, les femelles exploitées ont vécu une année complète, alors qu'en fait elles devraient vivre moins longtemps (et donc devraient produire moins de jeunes) dans l'année, car l'exploitation réelle est étalée dans l'année.

### Saisonnalité

Enfin, une limite évidente du pas de temps annuel est qu'il ne permet pas de tenir compte, en termes de biais ou d'études des phénomènes, des variations saisonnières des taux démographiques. La variabilité saisonnière des taux démographiques est pourtant une caractéristique importante des cheptels domestiques tropicaux. Le chapitre 6 présente comment j'ai abordé cette difficulté.

## 5.2. Diversité des définitions des paramètres démographiques

La définition d'un paramètre démographique doit normalement s'appuyer sur un modèle sous-jacent, qu'il soit conceptuel, statistique ou mathématique. Dans la littérature cependant, les paramètres utilisés pour la démographie des cheptels tropicaux ont souvent été présentés empiriquement, sans présentation des modèles justifiant les formules d'estimation. La littérature distingue en général :

- Les variables d'état, qui décrivent l'état du troupeau à un moment donné ;
  - Taille (effectif total d'animaux) ;
  - Structure sexe-âge (% d'animaux) ;
- Les taux démographiques, qui quantifient l'occurrence des événements survenus dans une période donnée pour un groupe d'animaux dans le troupeau ;
  - Taux naturels, référant aux performances naturelles du troupeau ;
    - Reproduction ;
    - Mortalité naturelle ;
  - Taux de gestion, référant aux décisions de l'éleveur ;
    - Exploitations : sorties du troupeau dues aux abattages, ventes, dons, prêts, etc. ;
    - Importations : entrées dans le troupeau dues aux achats, dons, prêts, etc. ;

Cette typologie masque une grande diversité de définitions ([240], [140], [241], [242], [243], [244], [22]), même pour les zones tempérées (p. ex. [245], [246]). J'en présente trois illustrations ci-dessous.

### 5.2.1. Schémas conceptuels

La diversité des définitions des taux démographiques peut s'exprimer par rapport aux schémas conceptuels décomposant les processus démographiques. Par exemple, certains auteurs ([21], [81], [117]) comptabilisent les avortements (c.-à-d. les gestations non arrivées à terme) et les mort-nés dans la mortalité naturelle, alors que d'autres séparent ces événements. Certains ([97]) incluent également dans la mortalité les abattages d'urgence, c'est-à-dire les abattages effectués

lorsque l'animal ne peut plus se déplacer en raison d'un accident ou d'une maladie, alors que d'autres les considèrent comme des exploitations, car la viande produite est souvent valorisée.

Ces choix ont des conséquences sur les estimations. Par exemple, cinq des 28 % de la mortalité calculée par Traoré et Wilson ([117]) pour des petits ruminants entre 0 et 5 mois provenaient d'avortements. Dans de Leeuw ([247]), un tiers de la mortalité des veaux entre 0 et 1 an calculée dans un système pastoral bovin provenait des avortements et des mort-nés.

Le même type de difficulté survient pour le taux annuel de mise bas, souvent appelé taux annuel de fertilité ([153], [87], [83], [248], [243]). Par exemple, certains auteurs ([153]) incluent les avortements et les mort-nés dans le taux de mise bas.

### 5.2.2. Formules d'estimation

La diversité des définitions peut également s'exprimer par rapport aux formules d'estimation. Une première illustration concerne les taux d'occurrence (mises bas, mortalités, exploitations, etc.) qui s'appliquent à un groupe d'animaux (classe d'âge ou autre). En pratique pour un intervalle de temps  $(t, t+1)$  donné, un taux d'occurrence peut être estimé par le ratio :

$$m / d$$

où  $m$  est l'effectif d'événements observés dans l'intervalle et  $d$  un dénominateur représentant la « taille » du groupe d'animaux dans cet intervalle. Le dénominateur  $d$  est souvent défini par l'effectif des animaux présents en début d'intervalle ( $n$ ) ou le temps de présence des animaux dans l'intervalle ( $T$ ), appelé « temps à risque » en épidémiologie. D'autres choix usuels sont l'effectif moyen ( $\bar{n}$ ) d'animaux dans l'intervalle ou l'effectif ( $n_{fin}$ ) des animaux présents en fin d'intervalle.

Ces dénominateurs engendrent des estimations différentes. Par exemple, supposons un suivi de quatre animaux sur une période d'un an, avec les résultats suivants :

- Les animaux « 1 » et « 2 » ont survécu durant toute la période de suivi (365 jours) ;
- L'animal « 3 » est mort au bout du 50<sup>ème</sup> jour ;
- L'animal « 4 » est mort au bout du 280<sup>ème</sup> jour ;

Le taux de mortalité estimé d'après les différents dénominateurs varie alors de 0.5 à 1 :

$$\frac{m}{n} = \frac{2}{4} = 0.50$$

$$\frac{m}{T} = \frac{2}{(365 + 365 + 50 + 280)} = 0.69$$

$$\frac{m}{\bar{n}} = \frac{2}{3} = 0.67$$

$$\frac{m}{n_{fin}} = \frac{2}{2} = 1.00$$

Ces dénominateurs induisent en fait à des paramètres mathématiques distincts. Le taux  $m / n$  est l'estimateur d'une probabilité ( $p$ , souvent appelée « risk » en anglais) et  $m / T$  l'estimateur d'un taux instantané ( $h$ , « hazard rate » en anglais). Le dénominateur  $\bar{n}$  est un estimateur du temps à risque  $T$  (cf. plus loin), et  $n_{fin}$  un estimateur de  $n$  ou de  $\bar{n}$  sous l'hypothèse de population constante.

Une autre illustration d'hétérogénéité dans les formules d'estimation concerne le taux annuel de mise bas. Deux approches sont majoritairement rencontrées pour estimer ce taux. La

première approche utilise l'estimateur  $h_{mb} = m / T$ , où  $m$  est le nombre de mises bas observées dans l'année et  $T$  le temps total de présence des femelles reproductrices. La seconde approche ([81], [243]) utilise l'intervalle moyen entre mises bas (*IMB*, intervalle moyen entre deux mises bas successives pour une même femelle).

L'approche *IMB* utilise le même principe de calcul que dans les modèles à compartiment en temps continu, par exemple ceux représentant la dynamique de maladies ([249]). Si les individus d'un compartiment donné transitent dans le compartiment suivant avec un taux  $h$  constant, la durée de présence des individus dans ce compartiment suit une loi de probabilité exponentielle de moyenne  $\tau = 1 / h$ . Lorsque cette moyenne  $\tau$  est connue, elle peut être utilisée pour estimer  $h$  par  $1 / \tau$ . Pour le cas des mises bas, le compartiment considéré correspond au statut « ne donnant pas de nouvelle mise bas » pour une femelle venant de mettre bas. Si l'intervalle moyen entre mises bas est connu, le taux de mise bas annuel peut alors être estimé par  $h_{mb} = 1 / \text{IMB}$ .

Cet estimateur a été considérablement utilisé dans la littérature tropicale (p. ex. [243]) mais est soumis à une grande difficulté, déjà évoquée pour le taux au sevrage *Index-I*. Dans les systèmes traditionnels, l'intervalle entre deux mises bas est souvent élevé et de longues enquêtes sont nécessaires pour pouvoir observer des mises bas successives. Beaucoup de femelles ayant mis bas une première fois sortent de l'étude avant la mise bas suivante, en raison de mortalités, de ventes, d'abattages, etc. Les données servant à l'estimation de l'*IMB* sont donc fortement censurées. Lorsque ces censures ne sont pas prises en compte, ce qui à ma connaissance représente la majorité des estimations ([147], [241]), l'*IMB* est sous-estimé et donc  $h_{mb}$  est surestimé.

### 5.2.3. Classes d'âge

Enfin, une autre difficulté concerne la définition des classes d'âge utilisées pour l'estimation des paramètres démographiques. Un exemple typique est la classe des « jeunes » ou des « juvéniles » : veaux, agneaux et chevreaux. Cette classe est souvent définie de manière assez vague ([19]), notamment lors de l'estimation des taux de mortalité. Certains auteurs utilisent la notion de sevrage comme limite d'âge supérieure ([147], [194]). Cependant, le sevrage « vrai » (arrêt brutal de l'alimentation sous la mère) intervient surtout en milieu intensif ou dans les stations de recherche. Dans les systèmes traditionnels, la phase de transition vers le pâturage est très progressive, et le sevrage ne peut être résumé en un âge particulier. Le terme « taux de mortalité au sevrage » n'est donc pas suffisant à lui seul pour identifier la classe d'âge à laquelle il s'applique.

Un autre exemple est la classe des « femelles reproductrices ». Pour certains auteurs, les reproductrices sont les femelles ayant déjà mis bas au moins une fois ([194]). Dans les systèmes traditionnels, cette définition pose problème car les troupeaux contiennent beaucoup de femelles à reproduction tardive ou de femelles stériles. Or ces femelles sont pourtant souvent prises en compte dans le dénominateur du taux de mise bas, contrairement à ce que laisse présupposer la définition initiale.

D'autres auteurs considèrent comme reproductrice toute femelle d'âge supérieur ou égal à un âge donné. Cet âge peut être fixé *a priori* à dire d'expert ou sur la base des âges à la première mise bas estimés lors de l'enquête. Par exemple, Tourrand et Landais ([93]) définissent l'âge de reproduction de chèvres par l'âge moyen à la première mise bas estimé d'après les données, minoré de la durée de gestation. Ceci correspond à « l'âge moyen à la première saillie fécondante » considérée dans le manuel zootechnique SEDES [153]. Certains auteurs utilisent une échelle de dentition ([97], [116], [250]) : par exemple Wilson & Clarke ([97]) définissent les vaches par les femelles ayant au moins deux paires d'incisives permanentes.

Enfin, dans beaucoup d'études, le terme « reproductrice » est souvent considéré comme suffisamment implicite pour ne pas être détaillé par les auteurs (p. ex. [110]). Comme pour les taux au sevrage, ceci pose des problèmes d'interprétation.

#### **5.2.4. Conclusion**

Les formules d'estimation utilisées dans les études sont souvent basées sur des convenances personnelles, des conventions suggérées par les manuels ou encore sur le type de données disponibles. Elles sont plus rarement justifiées explicitement d'après des modèles. Par exemple, les deux manuels publiés par l'ILCA en 1990 ([244]) et le CIRAD en 1993 ([22]) sur les méthodes d'étude des systèmes d'élevage tropicaux ne font pas de distinction claire entre les paramètres  $p$  et  $h$ .

Pour une meilleure mise en œuvre des modèles matriciels, il est important de mieux justifier l'emploi de tel ou tel estimateur. L'empirisme et l'hétérogénéité des définitions rendent par ailleurs difficiles les méta-analyses des estimations reportées dans la littérature.

### **5.3. Limitations au niveau des méthodes d'enquêtes de terrain**

Lorsqu'ils ne sont pas posés comme hypothèses, les taux démographiques doivent être estimés à partir de données collectées sur le terrain. Cette étape est l'une des difficultés majeures des études démographiques en élevage tropical.

Dans les systèmes traditionnels, il n'existe pas de systèmes de traçabilité des animaux et d'enregistrement des productions comme ceux mis en place dans les pays du nord. Les zootechniciens ont ainsi été amenés à développer leurs propres dispositifs de terrain, avec des difficultés importantes. Les troupeaux sont souvent dispersés (divagation des animaux, pâturages hors des villages, etc.) et mobiles (transhumances saisonnières, nomadisme), et donc difficiles à observer. Les éleveurs ne gardent pas de traces écrites de l'histoire de vie des animaux. Lors des visites de terrain, un point critique est l'identification de l'âge des animaux. Les naissances étant étalées tout au long de l'année, il est difficile de distinguer les cohortes d'animaux. Des méthodes d'estimation de l'âge utilisant la dentition des animaux ont été proposées ([22], [244], [251]) mais sont rarement utilisées en pratique, car très approximatives. Elles nécessitent par ailleurs d'immobiliser successivement chaque animal et sont donc difficiles à mettre en œuvre, voire impossibles dans les enquêtes rapides. Les âges sont ainsi souvent estimés à dire d'éleveur, ce qui peut engendrer des biais d'enquête élevés.

Trois grandes approches d'enquêtes pour l'estimation des paramètres démographiques ont été développées pour les études en milieu villageois tropical (ci-après de la plus fiable à la plus approximative) : (i) les suivis individuels d'animaux, (ii) les suivis de troupeaux sans identification individuelle des animaux et (iii) les enquêtes rétrospectives. La première approche a son équivalent dans les milieux tempérés, mais les deux dernières sont, à ma connaissance, spécifiques aux milieux tropicaux.

Les suivis individuels ou de troupeaux sont basés sur des visites fréquentes et régulières des élevages. Les enquêtes rétrospectives sont en général transversales (un seul passage) et utilisent la mémoire des éleveurs à plus ou moins long terme. Les principes et les limites des méthodes sont présentés dans la section suivante.

#### **5.3.1. Méthodes d'enquêtes sur les taux démographiques**

##### **Suivis individuels**

Les suivis individuels d'animaux sont la méthode de référence ([23], [113], [140], [244], [252-258]). Ils consistent à suivre pendant une ou plusieurs années un même échantillon de troupeaux dont tout ou partie des animaux sont identifiés individuellement (dès l'entrée dans le troupeau : naissance ou autre cause). L'identification est réalisée le plus souvent à l'aide de boucles auriculaires pré-numérotées (Photo 1).

Des enquêteurs visitent régulièrement les troupeaux, par exemple, tous les quinze jours ou tous les mois. A chaque visite, ils effectuent l'inventaire des animaux présents et notent tous les événements démographiques survenus depuis la visite précédente (mises bas, mortalités, exploitations et importations d'animaux). D'autres données peuvent également être collectées, au niveau individuel (croissance pondérale, état nutritionnel, production laitière, etc.) ou par groupes d'animaux (alimentation, soins vétérinaires, etc.). Chaque événement démographique est référencé par sa date d'occurrence, ce qui permet ensuite de calculer avec fiabilité les paramètres démographiques par période de temps et par catégorie d'animaux.



*Photo 1 : Exemples d'identification individuelle par des boucles auriculaires (Projets PPR au Sénégal et ATP PPCB en Ethiopie).*

Les suivis individuels fournissent des données détaillées et sont recommandés pour établir des référentiels techniques sur la productivité de races ou de systèmes d'élevage ou, dans des démarches d'expérimentation en milieu rural, pour estimer l'impact d'innovations. En Afrique subsaharienne, les suivis individuels ont été mis en œuvre dans deux types d'études.

Le premier type (fréquent entre les années 1975-95) a concerné l'élevage en conditions améliorées. Les suivis s'effectuaient alors sur un nombre limité de troupeaux (en général un seul) gérés au sein d'une station de recherche expérimentale ou d'un ranch, avec contrôle ou amélioration des conditions alimentaires et sanitaires. L'objectif de ce type d'études était d'évaluer le potentiel biologique des races locales ou métissées avec des races exotiques.

Le second type d'études, apparu dans les années 1980, a concerné des enquêtes réalisées directement au sein de villages. Bien que plus difficiles à mener, ces dispositifs répondaient à une volonté de mieux connaître les performances des troupeaux en conditions suboptimales ([19], [241], [253], [259]). D'importantes études novatrices ont ainsi été menées au Niger ([83], [87]), au Mali ([92], [241]), au Sénégal ([256], [260]) et en Gambie ([110], [173], [261]). Basées sur des suivis pluriannuels, ces études ont permis d'améliorer considérablement les connaissances sur la productivité des troupeaux villageois.



Bien qu'ils soient la méthode de référence en milieu villageois, les suivis individuels ont plusieurs contraintes. Ils constituent des opérations assez lourdes à mettre en place et à maintenir dans la durée. Ils nécessitent des moyens humains et financiers assez importants. La période de démarrage du suivi est particulièrement difficile : il faut trouver des élevages acceptant de participer au suivi puis, pour chaque troupeau, inventorier et boucler tous les animaux puis mettre en place le système pérenne de questionnaires. L'échantillon de troupeaux étant nécessairement limité en taille (une centaine de troupeaux par site d'étude constitue déjà un travail très conséquent), les suivis individuels peuvent difficilement être étendus à de grandes régions ou à l'échelle d'un pays. En Afrique subsaharienne, seul le projet PPR au Sénégal (cf. fin du présent chapitre) a réussi à appréhender la diversité des paramètres démographiques à l'échelle nationale. Le projet a mis en place des suivis dans trois sites géographiques respectant un gradient agroclimatique nord-sud ([113], [256]).

Les suivis individuels sont également difficiles à mettre en œuvre pour l'étude des troupeaux très mobiles, notamment ceux des éleveurs nomades. Ces troupeaux se dispersent dans les zones pastorales sans accès routier et avec des plans de route qui varient selon les opportunités d'abreuvement et d'alimentation. Il devient alors pratiquement impossible de les localiser et les enquêter régulièrement. A ma connaissance, un seul suivi a pu être réalisé sur des élevages réellement nomades, concernant des troupeaux camelins au Niger ([262]). Ce suivi a nécessité beaucoup d'efforts et a été confronté de nombreuses difficultés pratiques (M. Saley, Ministère des Ressources Animales du Niger, communication personnelle). La transhumance saisonnière, fréquente dans les milieux agropastoraux, pose moins de difficultés, car les informations peuvent être récupérées sans trop de biais au retour des troupeaux (p. ex. [92]).

Enfin, les suivis individuels ne peuvent en général être utilisés pour estimer *a posteriori* l'impact de phénomènes imprévisibles comme les sécheresses ou les épidémies, sauf dans le cas rare où ces phénomènes surviennent en cours du suivi.

### **Suivis de troupeaux sans identification des animaux**

Les suivis de troupeaux sans identification individuelle des animaux, que j'appelle simplement « suivis de troupeaux » dans la suite du texte, sont eux aussi basés sur des visites régulières des troupeaux, mais les enquêtes sont simplifiées ([140]). A chaque visite, comme pour les suivis individuels, l'enquêteur fait l'inventaire des animaux présents et des événements démographiques survenus depuis la dernière visite. Mais ces informations sont collectées globalement par catégories d'animaux, et non à l'échelle de l'animal : par exemple l'enquêteur estime l'effectif de morts survenues globalement dans les classes d'âge « 0 à 1 an », « >1 à 4 ans » et « >4 ans ».

Les suivis de troupeaux sont soumis aux mêmes contraintes que les suivis individuels pour l'étude des élevages nomades et des phénomènes imprévisibles (sécheresses, etc.). Cependant, ils sont moins lourds à mettre en place sur le terrain. Les enquêteurs peuvent être des agents spécialement recrutés pour les enquêtes, mais aussi des éleveurs villageois, ce qui favorise la durabilité des dispositifs.

Paradoxalement, la méthode semble avoir pour l'instant été très peu utilisée ([194], [263-267]). Deux contraintes sont vraisemblablement responsables de cette faible utilisation. La première contrainte est la difficulté d'estimer l'âge des animaux présents dans le troupeau, sans connaître les dates de naissance puisqu'il n'y a pas de suivi individuel. Cette estimation doit être effectuée par l'enquêteur à chaque visite (pour connaître l'effectif d'animaux vivants par catégorie). Elle est laborieuse et coûteuse en temps d'enquête, avec pour conséquence une lassitude rapide de l'éleveur au fil des visites. La seconde contrainte concerne la difficulté d'enquêter les troupeaux pratiquant des transhumances saisonnières. Ces transhumances peuvent se prolonger jusqu'à six mois ou plus, et le troupeau disparaît alors totalement de l'enquête. La reconstitution des informations démographiques au retour des troupeaux est assez facile lorsque les animaux sont marqués individuellement, mais devient beaucoup plus compliquée dans le cas contraire.

## Enquêtes rétrospectives

Les enquêtes rétrospectives sont des enquêtes transversales, c'est-à-dire basées sur une seule visite dans les fermes, qui s'appuient sur la mémoire des éleveurs pour reconstituer l'histoire démographique du troupeau. La durée d'une enquête ne dépasse pas deux mois en général. Les enquêtes rétrospectives ont été utilisées depuis de nombreuses années par les zootechniciens (année 1975 pour l'un des premiers documents méthodologiques, [153], mais les méthodes ont été utilisées auparavant, [242]). Deux méthodes très différentes sont rencontrées : la méthode dite « des carrières des femelles » (en anglais « progeny history method » ou « mature breeding female history method ») et la méthode « des douze derniers mois ».

La méthode des carrières (p.e. [153], [242], [268]) semble être la plus ancienne, et a probablement été adaptée d'après des techniques utilisées en démographie humaine et basées sur la reconstitution de lignées familiales. Dans un troupeau, elle consiste tout d'abord à sélectionner cinq à six femelles suffisamment âgées puis, d'après le déclaratif de l'éleveur, à reconstituer leur carrière reproductrice complète en dénombrant et datant toutes les mises bas survenues depuis leur naissance. Pour chaque mise bas déclarée, il s'agit également de décrire le devenir de chaque jeune : par exemple le jeune est-il encore présent dans le troupeau à la date de l'enquête ? Si non, quelle a été la cause de disparition : mort, abattage, vente, etc. ? Et à quel âge a eu lieu la sortie ? Les taux de mises bas sont estimés d'après les carrières reconstituées des femelles échantillonnées, et les taux annuels de mortalité et d'exploitation d'après le devenir des jeunes issus des mises bas de ces femelles. La méthode fournit des estimations moyennes sur les cinq à dix ans précédant l'enquête, selon la durée des carrières considérées.

La méthode des douze derniers mois (p. ex. [244]) ne s'intéresse qu'aux événements survenus dans l'année précédant l'enquête. Elle consiste à inventorier tous les animaux présents dans le troupeau lors de l'enquête, puis tous les événements démographiques survenus dans le troupeau lors des douze derniers mois. La démographie complète du troupeau peut ainsi être reconstituée pour l'année passée.

Les méthodes rétrospectives sont considérées comme des outils de diagnostic rapide pour dégager les grandes caractéristiques démographiques de cheptels, ceci à destination d'institutions de recherche ou de décideurs cherchant hiérarchiser les actions à mener ([22]). Plus légères que les suivis, elles peuvent être mises en œuvre plus facilement, y compris par des étudiants lors de stages de terrain. Basées sur des entretiens ponctuels, elles peuvent cibler tous les types de troupeau, même les nomades qui peuvent être enquêtés au niveau de points de concentration (p. ex. campements temporaires ou points d'eau). Elles peuvent être mises en œuvre sur de grandes zones, jusqu'à l'échelle nationale. Enfin des enquêtes peuvent être lancées rapidement pour quantifier *a posteriori* l'impact de sécheresse ou d'épidémies.

En remarque, les enquêtes rétrospectives démographiques sont différentes de ce qui a été appelé « approches participatives » dans la littérature (en anglais PRA « participative rural appraisals ») qui sont elles aussi des approches rétrospectives. Les enquêtes rétrospectives démographiques ciblent l'éleveur individuel, son troupeau et l'animal, et s'inscrivent dans les méthodes quantitatives. Les PRA sont basées sur des entretiens simultanés de groupes d'individus, par exemple des comités villageois, fournissant des réponses communes. Elles collectent des informations souvent semi-quantitatives et utilisent ensuite des techniques d'ordination pour analyser les données. En élevage tropical, les PRA ont surtout été utilisées dans les zones pastorales ([269]) pour hiérarchiser l'impact de maladies ([270], [271], [109]) ou pour identifier les principales contraintes à la production des troupeaux et à la mise en œuvre d'innovations ([122]).

Depuis la fin des années 1980, le CIRAD a été régulièrement sollicité par les services techniques de l'élevage des pays du sud (Ministères des ressources animales) pour réaliser des estimations démographiques nationales sur les cheptels de ruminants. La méthode des carrières a ainsi été utilisée au Tchad, au Cameroun et en République Centre Africaine ([272-274]). Plus récemment (2007), le CIRAD a appuyé les services de l'élevage du Niger pour réaliser une enquête

nationale en utilisant la méthode des douze derniers mois. Ces études se situent davantage dans le domaine de l'expertise que celui de la recherche. L'objectif attendu pour les pays était de disposer de chiffres moyens sur la productivité et l'exploitation du cheptel pour aider à établir les rapports statistiques annuels sur les productions animales, utilisés dans la comptabilité nationale.

La limitation principale des méthodes rétrospectives est qu'elles sont fortement soumises aux biais d'enquêtes. La méthode la plus biaisée est la méthode des carrières. Lors de l'entretien, l'éleveur doit remonter très loin dans le passé de la femelle pour se rappeler les événements, par exemple jusqu'à dix ans ou plus pour reconstituer l'histoire de vie d'une vache et de ses veaux. Dans certains systèmes, notamment chez les nomades qui vivent en contact très proche avec leurs animaux, les réponses peuvent être fiables. Mais dans les systèmes mixtes agriculture-élevage, les réponses sont souvent éloignées de la réalité. Les taux de mortalité et d'exploitation estimés d'après le devenir des jeunes issus des mises bas déclarées sont souvent très sous-estimés. Par exemple dans une enquête en zone sahélienne sur les petits ruminants (Niger), Colin de Verdière ([95]) reporte des taux de mortalité et d'exploitation respectivement de 1-2 % et de 8 % pour les petits ruminants (tous âges confondus), alors que les valeurs connues pour ces espèces et ce type de système d'élevage sont respectivement supérieures à 10 % et 30 %. La sous-estimation des taux de sortie semble être un défaut récurrent des enquêtes « carrières » ([250], [274], [275]). La méthode des douze derniers mois est moins soumise aux biais d'enquête, car l'effort de mémoire demandé à l'éleveur est moins important, mais souffre d'autres biais qui seront détaillés plus loin.

En raison de leurs biais, les résultats d'enquêtes rétrospectives ont surtout été publiés sous forme de littérature grise. Mais certaines enquêtes ont également été utilisées pour répondre à des objectifs de recherche (p. ex. [84], [91], [95], [250] pour la méthode des carrières et [194], [276] pour la méthode des douze derniers mois).

### **5.3.2. Conclusion**

Les suivis individuels sont peu soumis aux biais d'enquête. Par contre, la nature très détaillée des données (mesures répétées sur le même animal, référencement des événements par des dates, etc.) rend difficile la manipulation des données pour l'estimation des paramètres démographiques. Des systèmes d'information performants ont été développés pour gérer ce type d'information. Mais le manque de routines informatiques facilitant les estimations engendre souvent une sous-valorisation des données collectées.

Comme les suivis individuels, les suivis de troupeaux fournissent des données longitudinales difficiles à manipuler. En outre, des biais d'enquête surviennent en raison des biais de classement des animaux dans les classes d'âge lors des visites des troupeaux. Des difficultés persistent également au niveau du protocole de terrain et des questionnaires, notamment pour prendre en compte des transhumances saisonnières. A ma connaissance, il n'existe d'ailleurs pas encore d'outil générique clairement documenté et dédié aux suivis de troupeau.

Les approches rétrospectives sont plus légères, mais beaucoup plus biaisées que les suivis. La méthode des douze derniers mois est la moins soumise aux biais d'enquête. Cependant, elle peut être sensible aux formules d'estimation des taux démographiques. Les données collectées sont beaucoup plus agrégées que celles collectées lors des suivis. Cette agrégation oblige à utiliser des approximations dont les biais n'ont pas été estimés. Par ailleurs, ne considérant que les douze derniers mois, elle ne permet pas de prendre en compte la variabilité interannuelle des taux démographiques, sauf si elle est mise en œuvre dans des protocoles d'enquêtes répétées dans le temps.

En synthèse, les trois approches d'enquête présentées ont chacune des caractéristiques et des limitations propres. Elles sont toutes confrontées, à des degrés différents, à des déficits de formalisation. Ceci limite le bon usage des méthodes et la qualité des estimations.

## 5.4. Orientation de mes recherches

Certaines des difficultés et des limitations décrites dans les sections précédentes sur les modèles et les taux démographiques ont déjà été évoquées par certains auteurs dans le passé. Par exemple, pour les modèles matriciels annuels, Tacher ([47]) a décrit des formules de transformation des taux de mise bas et de survie entre âges exacts et âges révolus, Landais ([277]) a discuté le phénomène d'interférence entre mortalité et exploitation, et Baptist ([278]) et Upton ([134]) ont bien identifié le besoin de mieux définir les estimateurs des taux démographiques (taux  $p$  vs.  $h$ , biais du taux  $1/IMB$ , etc.). Lorsque j'ai débuté mes activités sur les modèles matriciels, la plupart des questions méthodologiques n'avaient cependant pas reçu de réponses satisfaisantes.

Dans ce contexte, mon objectif de recherche a été de formaliser les points restés trop empiriques. Depuis mon recrutement au CIRAD et le début de mes travaux sur la démographie des troupeaux, mes activités professionnelles se sont positionnées au niveau de l'amélioration des méthodes et du développement d'outils opérationnels. Ma démarche générale de recherche a été la suivante.

J'ai tout d'abord choisi un cadre conceptuel général de modèle matriciel qui me semblait bien adapté pour la démographie des cheptels d'Afrique subsaharienne (modèles « MM-âge » décrit plus loin). Puis j'ai développé une chaîne méthodologique autour de trois composantes (Figure 22) : (i) étude théorique et utilisation du modèle matriciel, (ii) définition des paramètres du modèle matriciel et des méthodes statistiques d'estimation, et (iii) amélioration de méthodes d'enquêtes pour estimer ces paramètres en milieu villageois. Ces travaux sont décrits dans le chapitre 6.

Concernant les espèces étudiées, mes travaux ont tout d'abord ciblé les petits ruminants, notamment les ovins que j'ai choisis comme objet d'étude dans ma thèse. Les ovins constituent un bon « modèle biologique » pour les recherches méthodologiques sur les modèles matriciels car cette espèce pose le plus de difficultés. Les brebis ont un cycle de reproduction assez court, lié à une gestation d'environ 5 mois (comparativement aux 9 mois des bovins), et sont prolifiques. Le taux de renouvellement des animaux au sein des troupeaux est élevé, en raison d'une exploitation rapide et intense de la part des éleveurs. Enfin, leurs taux démographiques présentent de fortes variabilités intra- et interannuelles.

Les caprins ont des caractéristiques démographiques très similaires. Ils se distinguent des ovins par une précocité et une fécondité plus élevées, mais aussi par des phénomènes d'abattages massifs moins marqués lors des fêtes religieuses. Par la suite, je me suis également intéressé à d'autres espèces : les bovins et, plus ponctuellement, les volailles.

Mes travaux se sont beaucoup appuyés sur deux jeux de données longitudinales existant sur la démographie de troupeaux de ruminants au Sénégal. Ces données ont été collectées par le CIRAD et l'Institut Sénégalais de Recherche Agronomique (ISRA) lors de projets de recherche achevés avant le début des années 2000. Il s'agit de :

- la base de données « PPR » (années 1983-1995) : suivis individuels dans des troupeaux ovins et caprins échantillonnés dans trois régions au Sénégal selon un gradient nord-sud : Louga (zone sahélienne), Kaymor (zone soudanienne) et Kolda (zone soudano-guinéenne). Les données ont été collectées dans le cadre du projet PPR « Pathologie et productivité des petits ruminants » ;
- la base « ABT » (années 1990-1998) : suivis individuels dans des troupeaux bovins échantillonnés dans la région de Kolda au sud du Sénégal. Les données ont été collectées dans le cadre du projet ABT « Alimentation du bétail ».

En ce qui concerne les développements méthodologiques, je me suis appuyé sur les éléments théoriques disponibles en démographie des populations sauvages (végétales et animales) et humaines, ainsi qu'en épidémiologie animale ou humaine. Je me suis également appuyé sur les

réflexions de plusieurs générations de chercheurs zootechniciens du CIRAD (Institut IEMVT puis Département EMVT « Elevage et Médecine Vétérinaire »).

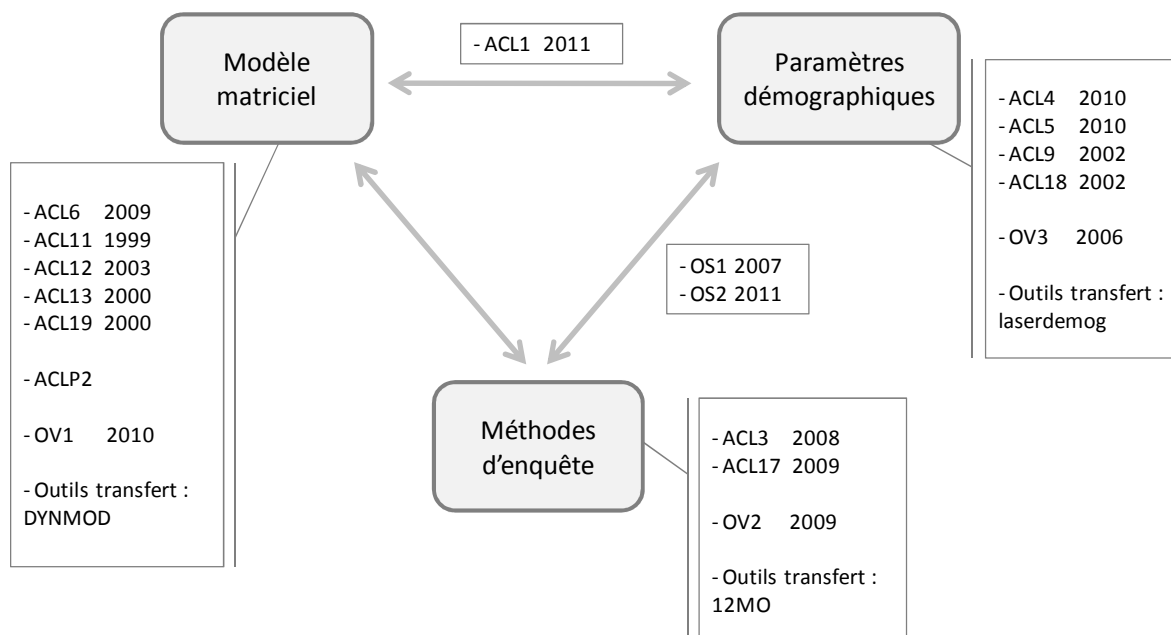


Figure 22 : Répartition de mes publications sur la démographie des cheptels au sein de trois composantes méthodologiques.

# 6.

## Recherches effectuées

J'ai organisé ce chapitre en trois sections. La première section présente le modèle « MM-âge » que j'ai proposé pour représenter la dynamique de troupeaux d'ovins au Sénégal. La seconde section décrit le cadre général d'estimation des paramètres que j'ai construit pour ce type de modèles. La troisième section présente deux outils de simulation et d'enquête démographiques transférables pour les partenaires du sud.

### 6.1. Un modèle périodique pour les cheptels d'ovins au Sénégal

#### 6.1.1. Les cheptels de Louga et Kolda

##### Caractéristiques générales

Dans ma thèse sur la dynamique de troupeaux ovins au Sénégal, j'ai choisi d'étudier deux situations contrastées, exemples que je reprends ici : les cheptels de la zone de Louga et de Kolda (Figure 23). La zone de Louga dispose d'un climat sahélien aride (pluviométrie <500 mm/an) avec alternance d'une courte saison des pluies (juillet à octobre) et d'une longue saison sèche (novembre à juin). Les cultures (essentiellement le mil, le sorgho, l'arachide et le niébé) sont semées de juin à août et récoltées de septembre à novembre.

La zone de Kolda dispose d'un climat soudano-guinéen semi-aride et subhumide (>600 et <1500 mm/an). Le calendrier saisonnier est similaire à celui de Louga mais avec une saison sèche

moins marquée du fait des pluies plus abondantes. Les nombreux bas-fonds humides sont propices à la culture du riz pluvial. La saison des cultures (mil, sorgho, maïs, coton, arachide, niébé, riz) s'étend du mois de mai (préparation des champs) au mois de janvier (récoltes des variétés tardives de riz).

Les traits démographiques des troupeaux ovins à Louga et Kolda ont été largement décrits (p. ex. [102], [279], [280], [86], [113], [281], et mes travaux : [Ma thèse], [ACL11,13,19]). A Kolda, les ovins (race naine Djallonké) ont un format plus petit que ceux de Louga (races Touabir et peul-peul). Les brebis sont plus précoces et plus fécondes, mais les animaux sont soumis à des mortalités plus élevées (Tableau 11) en raison de risques pathologiques importants, notamment dus à la peste des petits ruminants, à la variole et au parasitisme gastro-intestinal. Dans les deux zones, les taux d'exploitation des animaux sont très élevés. Les mâles sont exploités très jeunes. Plus de 65 % des mâles sont exploités avant l'âge de 12 mois et plus de 85 % avant l'âge de 18 mois. Seuls quelques béliers sont conservés pour la reproduction, jusqu'à l'âge maximal de trois ou quatre ans. Bien qu'également très exploitées, les brebis sont conservées plus longtemps, jusqu'à des âges situés entre 8 et 10 ans pour certaines. Les femelles constituent en général plus de 70 % des troupeaux.

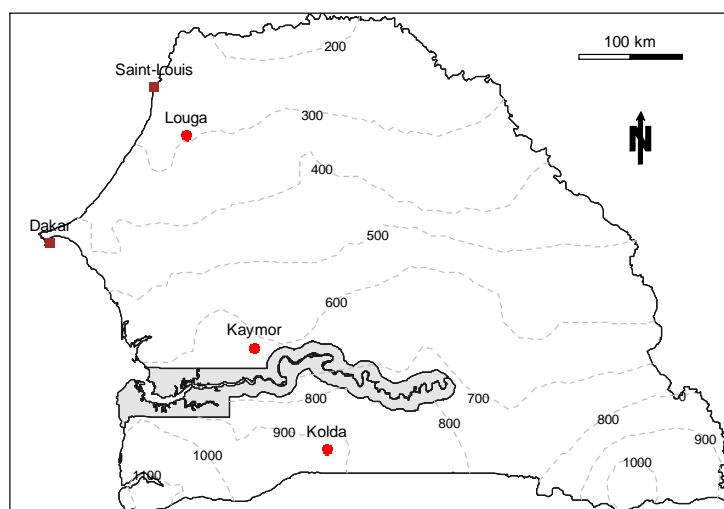


Figure 23 : Carte du Sénégal avec les zones de Louga, Kaymor et Kolda. Les isohyètes représentent les niveaux moyens de pluviométrie entre 1981-90.

Tableau 11 : Principaux traits démographiques des troupeaux d'ovins dans les zones de Louga et de Kolda au Sénégal. Source : Base PPR, [OS2], [ACL4].

Zone	Age à la 1ère mise bas (médiane)	Taux de mise bas (/an)	Taux de prolificité nette <sup>b</sup>	Probabilité de mortalité intrinsèque (%/an)	
				<=12 mois	>12 mois
Louga	19.6	0.89 (0.72, 1.14) <sup>a</sup>	1.04 (1.02, 1.08)	17 (6, 25)	7 (2, 12)
Kolda	16.1	1.22 (1.02, 1.37)	1.17 (1.11, 1.23)	26 (15, 38)	9 (3, 14)

<sup>(a)</sup> Entre parenthèses : valeurs minimales et maximales.

<sup>(b)</sup> Effectif moyen de nés vivants par mise bas.

## Variabilités saisonnières et interannuelles

Comme dans la plupart des pays d'Afrique subsaharienne, la reproduction, la mortalité et l'exploitation des ovins au Sénégal sont influencées par de fortes variabilités saisonnières et interannuelles de facteurs climatiques, pathologiques et socio-économiques, engendrant au final des fluctuations des effectifs d'animaux présents dans les troupeaux (Figure 24). Dans les deux points suivants, j'illustre rapidement cette variabilité pour les mises bas et l'exploitation.

La variabilité de la mortalité est plus difficile à cerner. Elle peut dépendre d'un nombre élevé de facteurs (âge des animaux, maladies endémiques ou épidémiques, malnutrition, etc.) dont les effets sont difficiles à décomposer, car ils peuvent se cumuler ou se compenser.

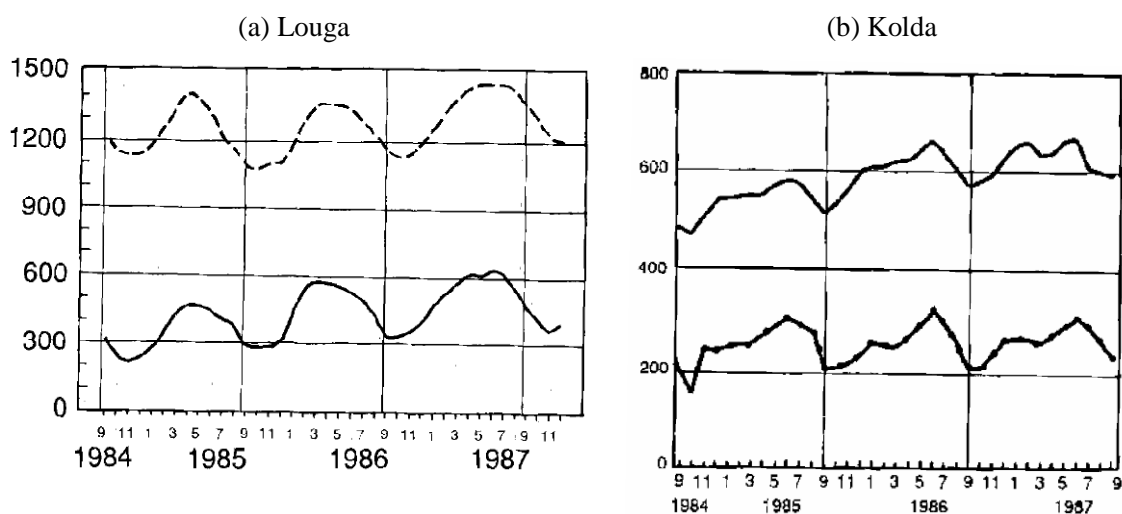


Figure 24 : Exemples de fluctuations mensuelles des effectifs d'animaux observées dans des troupeaux ovins à Louga et Kolda (courbe supérieure : femelles, courbe inférieure : mâles). Sources : (a) [279], (b) [280].

### (i) Variabilité du taux de mise bas

A Louga, la distribution des naissances est monomodale (Figure 25) et calé sur le régime pluviométrique qui détermine les ressources pastorales. Un pic de mises bas est observé en milieu de saison sèche : en moyenne, entre décembre-février. Ces mises bas correspondent à des fécondations en saison des pluies (juillet-septembre) lorsque le couvert herbacé offre les meilleures conditions d'alimentation. Après ce pic, les ressources disponibles sont en général insuffisantes pour permettre aux femelles vides de reconstituer leurs réserves corporelles et de relancer rapidement un cycle de reproduction. La majorité des fécondations surviennent lors de la saison des pluies suivante. Malgré une durée de gestation assez courte (5 mois), rares sont ainsi les brebis ayant plus d'une mise bas par an.

A Kolda, les contraintes alimentaires sont moins importantes qu'à Louga et la distribution des naissances est bimodale (Figure 25). Un pic principal de mises bas est observé en fin de saison des pluies et en début de saison sèche : octobre-décembre, correspondant à des fécondations en mai-juillet. A cette période, les ressources encore disponibles permettent à certaines femelles de relancer un cycle de reproduction, engendrant un second pic de mises bas en fin de saison sèche : mars-mai, correspondant à des fécondations en octobre-décembre.

Dans une station de recherche à Kolda, où les troupeaux étaient laissés libres sur parcours naturel et complémentés en fin de saison sèche, Fall *et al.* ([282]) ont observé une saisonnalité très



différente de celle observée en condition villageoise : le pic principal de fécondation était observé en juillet-septembre, c'est-à-dire en saison des pluies comme à Louga, et le pic secondaire en janvier-février. Le schéma saisonnier observé en condition villageoise semble donc être fortement influencé par des pratiques d'élevages. La mise au piquet des animaux entre juillet et novembre pour protéger les cultures est sûrement un déterminant important, car elle restreint les opportunités de saillies pour les femelles des petits troupeaux (nombreux dans la zone) qui ne disposent pas toujours de mâles pubères ([280], [86]).

Cependant, je n'ai pas trouvé d'étude détaillée sur cet aspect et quelques points demanderaient à être confirmés : notamment le démarrage très précoce du premier pic de fécondations (dès la fin de saison de sèche malgré des conditions alimentaires souvent difficiles) et le pic secondaire de fécondations qui semble avoir lieu juste avant la période de libération des animaux (novembre).

Quel que soit la zone, le schéma saisonnier peut varier fortement d'une année sur l'autre (Figure 26), avec des pics de mise bas plus ou moins élevés, étalés ou décalés en fonction de facteurs environnementaux (pluviométrie, maladies, etc.). Ceci induit inévitablement des fluctuations dans les taux annuels.

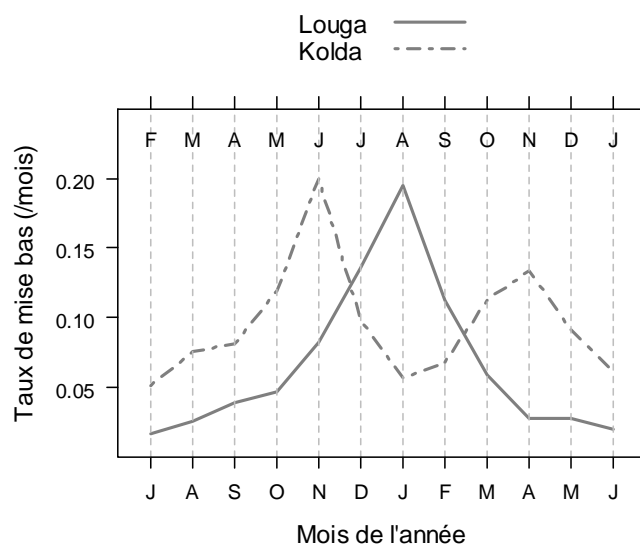
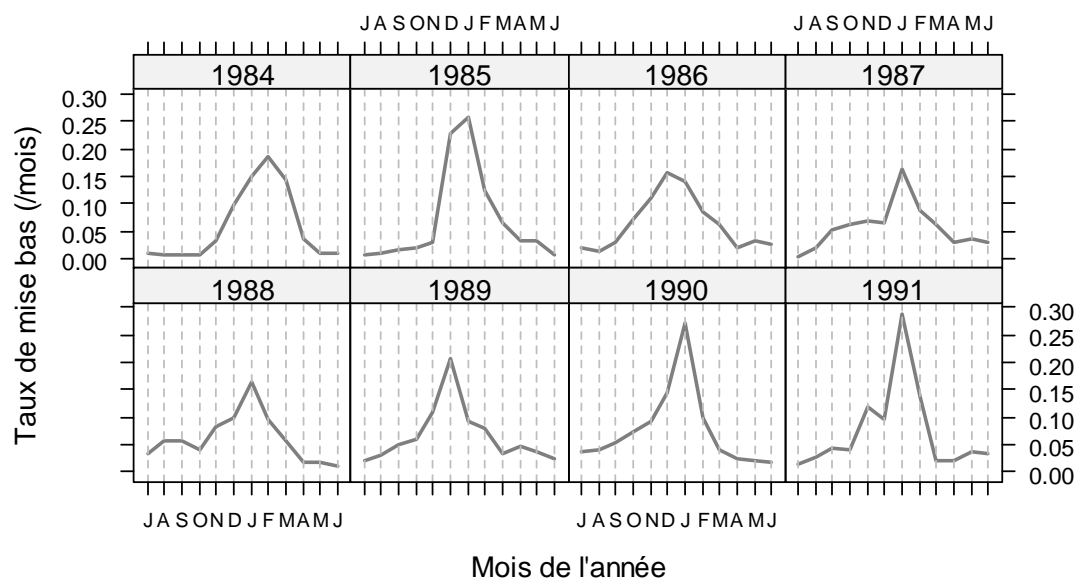


Figure 25 : Taux de mise bas mensuels moyens des brebis d'âge exact  $\geq 9$  mois à Louga et à Kolda estimés en moyenne pour les « campagnes agricoles » annuelles 1984-91 (une campagne agricole va de juillet de l'année « a » à juin de l'année « a+1 »). Les labels mensuels situés en haut du graphique représentent les mois de fécondation (compte tenu de la durée de gestation de 5 mois). Sources : Base PPR, [OS2].

(a) Louga



(b) Kolda

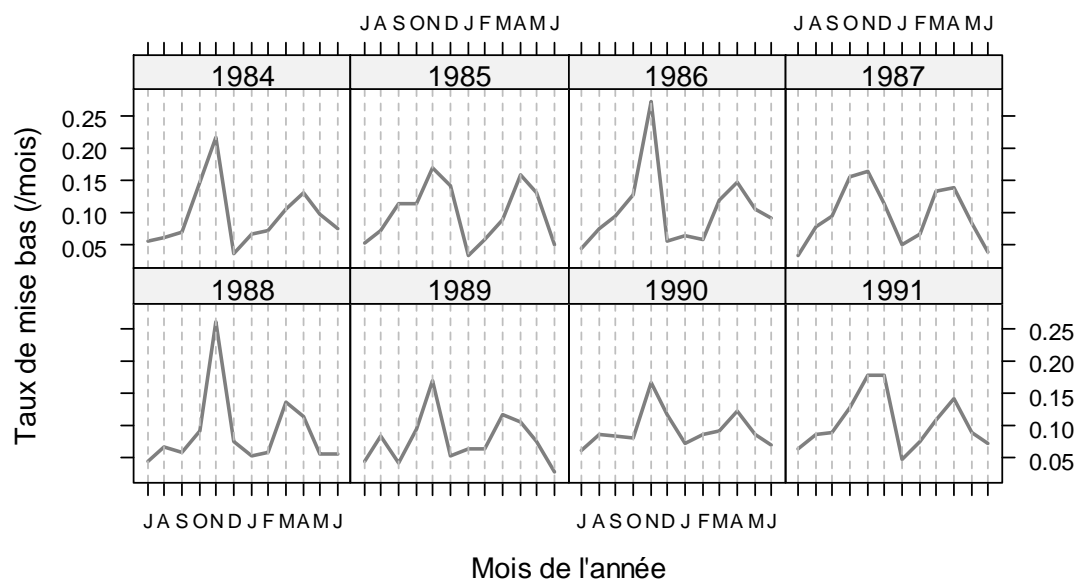


Figure 26 : Taux de mise bas mensuels des brebis d'âge exact  $\geq 9$  mois à Louga et Kolda pour les campagnes agricoles annuelles 1984-91. Sources : Base PPR, [OS2].

## (ii) Variabilité des taux d'exploitation

La saisonnalité des exploitations est également très marquée, essentiellement en raison des ventes et des abattages massifs d'animaux survenant lors de la fête religieuse de la Tabaski (Figure 27 pour Kolda). Ce pic se déplace légèrement et régulièrement d'année en année, car la Tabaski est calée sur le cycle lunaire (la date recule d'une dizaine de jours chaque année).

Les taux d'exploitation annuels sont également très variables. Se succèdent des années de capitalisation (exploitation faible des animaux pour permettre la croissance des troupeaux) et des années de déstockages. Les déstockages peuvent être issus de besoins financiers (achats de nourriture pour la famille en période de soudure lorsque les récoltes ont été insuffisantes) ou, dans certains cas, correspondre à des ventes et abattages d'urgence pour limiter les pertes animales en périodes de sécheresse ou de maladies.

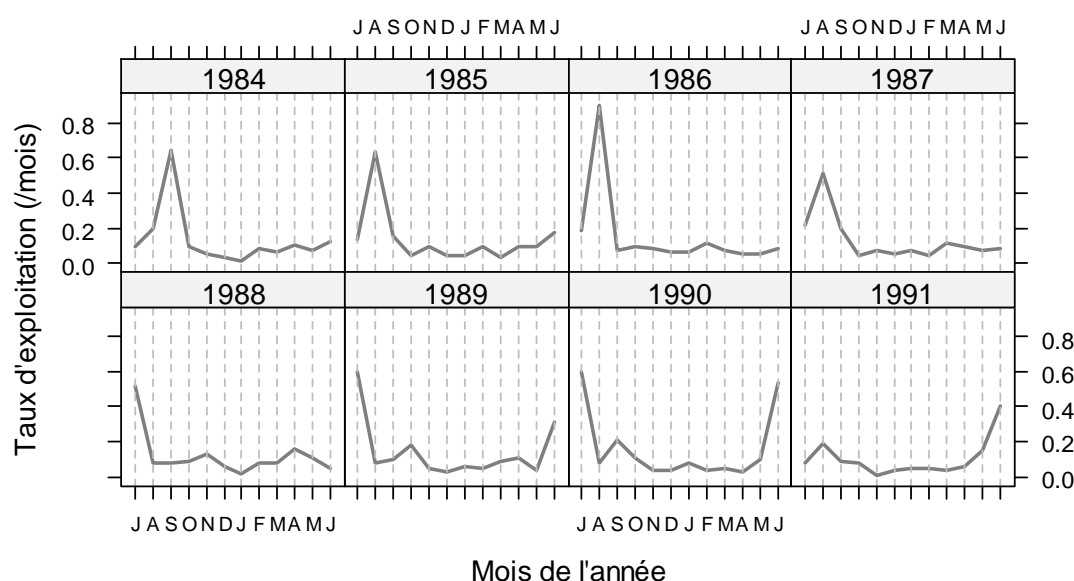


Figure 27 : Taux d'exploitation mensuels (années 1984-91) des mâles d'âge exact  $\geq 6$  mois à Kolda pour les campagnes agricoles annuelles 1984-91. Sources : Base PPR, [OS2].

### 6.1.2. Choix de modélisation pour le modèle matriciel

La démarche de modélisation consiste à réduire la complexité du réel par des choix de simplification. Je présente ci-dessous mes principaux choix dans la définition du modèle matriciel que j'ai élaboré pour les cheptels d'ovins au Sénégal.

#### Modélisation de mises bas

Un point fondamental des modèles démographiques en élevage est la manière dont est représenté le cycle de reproduction. Au niveau d'une femelle, l'intervalle entre deux mises bas peut être divisé en trois grandes périodes (Figure 28) : la gestation (femelle pleine et acyclique), l'anœstrus post-partum « APP » (femelle vide et acyclique) et la période de « service » entre la reprise des chaleurs et la fécondation (femelle vide et cyclique).

La durée de gestation étant à peu près constante au sein d'une espèce, le rythme des mises bas va dépendre de la durée de l'APP, de la durée de la période de service et de la probabilité de survie du fœtus. Chacune de ces phases dépend de nombreux facteurs biologiques et de pratiques

d'élevage (traite, présence/absence de mâles, réussite/échec de détection des chaleurs lorsque les fécondations ont lieu par inséminations artificielles, etc.) qui interagissent de manière complexe (p. ex. [37], [243], [283], [36], [284], [39]).

Dans les modèles individus-centrés, les processus sont simulés par des successions d'événements au niveau individuel. Ceci rend possible une représentation fine du cycle reproductif au niveau des états, des processus et des facteurs de variation. Deux illustrations sont présentées au Tableau 12 et en Figure 29 pour la simulation de l'APP et de la période de service. De nombreux autres modèles de simulation existent et d'autres processus du cycle, non présentés ici, peuvent également être modélisés très finement.

Dans les modèles à compartiments, cependant, une représentation fine du cycle reproductif nécessite un effectif élevé de compartiments et de flux représentés. Cela a été le cas des modèles TAMU cités précédemment, qui contenaient trop de compartiments pour être exprimés sous forme de modèle matriciel.

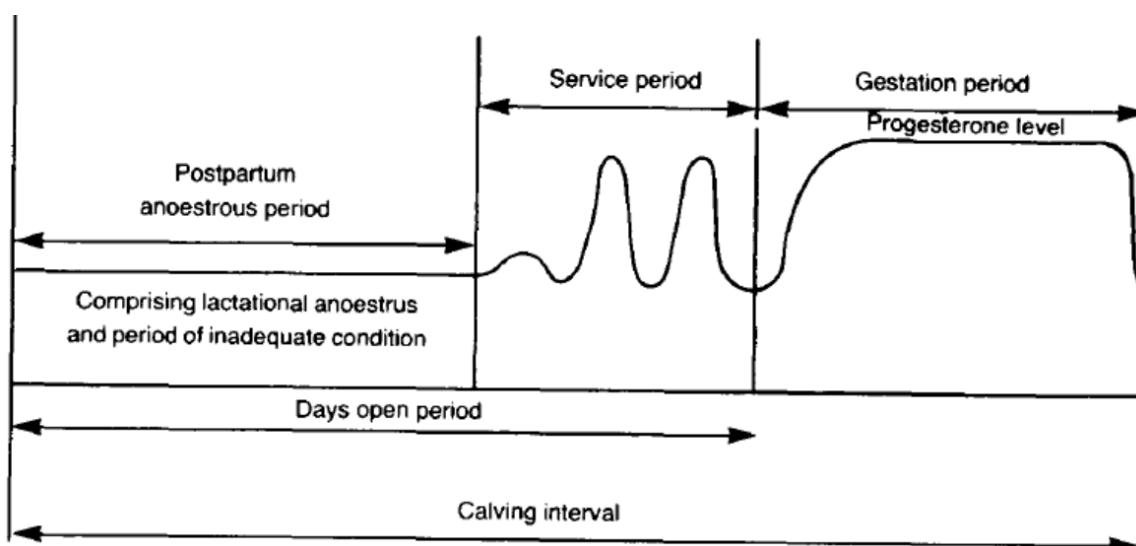


Figure 28 : Représentation schématique de la relation entre le niveau de progestérone chez la femelle reproductrice et les trois périodes principales composant l'intervalle entre deux mises bas. Source : [243].

Tableau 12 : Variations de l'APP et de la période de service simulées dans le modèle individus-centrés de Villalba et al. pour des troupeaux bovins en Europe. Source : [38].

Calving BCS	Weight losses during lactation (g/d)	Post partum anoestrus increment (d)
>2.5	<400	0
	≥400	30
2-2.5	<300	30
	≥300	60
<2	<0	60
	≥0	100

Après chaque mise bas, le modèle Villalba et al. simule un APP « basal » par tirage aléatoire dans une loi normale de moyenne 40 jours et d'écart-type 7 jours. Cette durée est ensuite augmentée ou non (de 0 à 100 jours, cf. ci-dessus) en fonction de la NEC de la femelle au vêlage et de sa variation de poids post-partum. A la fin de l'APP, la femelle entre en chaleurs tous les 21 jours. Lors de chaque œstrus, la probabilité de fécondation (entrée en gestation) est de 0.8 en présence de mâles dans le troupeau. Oltenacu et al. ((Oltenacu et al. 1980)) ont proposé un schéma similaire, mais avec des durées d'APP simulées par des lois de probabilité Gamma, et des probabilités de fécondation lors des œstrus successifs soumises à des probabilités de réussite de détection des chaleurs.

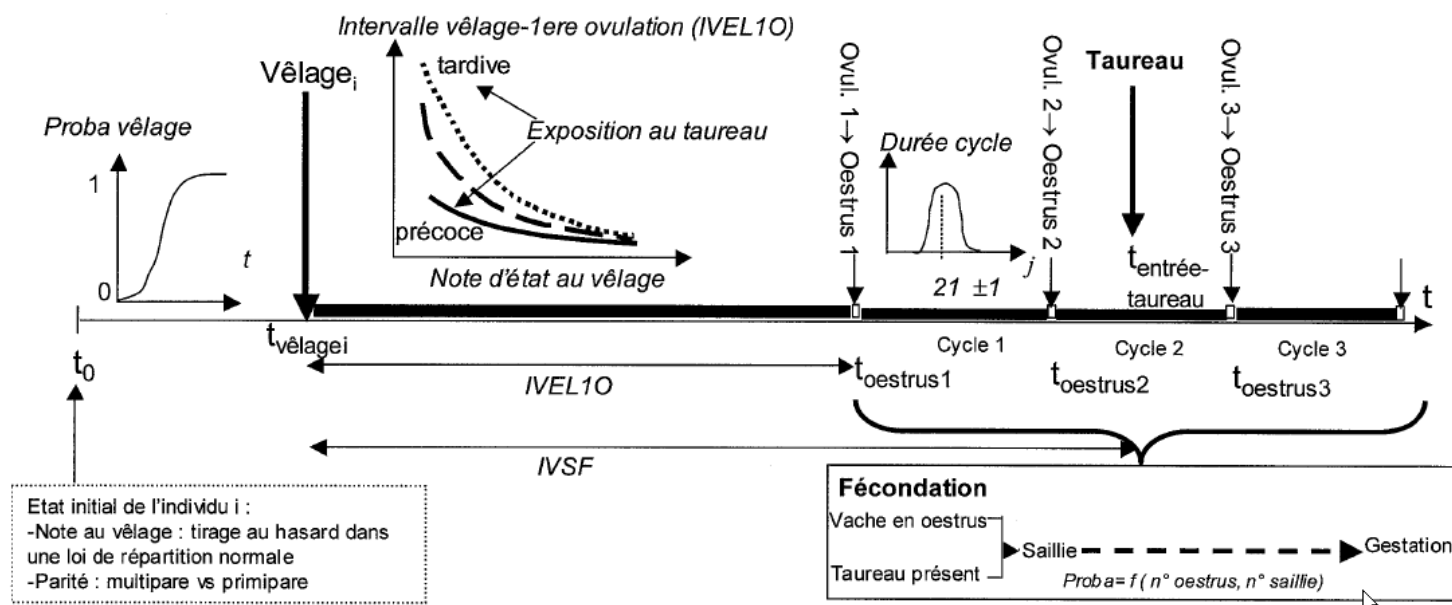


Figure 29 : Schéma conceptuel proposé par Blanc et al. pour un modèle individus-centrés de l'APP et de la période de service chez la vache allaitante. La durée de l'intervalle vêlage-reprise de cyclicité (IVEL10 = gestation + APP) est prédite par une fonction décroissante (cf. ci-dessus) dont les paramètres sont ajustés statistiquement en fonction de l'état nutritionnel de la mère lors de la mise bas et de la présence (précoce ou tardive) du taureau dans le troupeau. Lors de la reprise des cycles de chaleurs (période de service), la probabilité de fécondation à chaque œstrus et chaque saillie est estimée en fonction du rang de l'œstrus et du nombre de saillies déjà intervenues. Source : [284].

La formalisation matricielle nécessite des simplifications de structure. J'illustre ci-dessous deux approches principales, qui correspondent à ce j'appelle respectivement l'approche « MM-âge », c'est-à-dire qui ne représente que des classes d'âge, et l'approche « MM-imb » qui représente explicitement l'intervalle entre mises bas. Dans les deux approches, les mâles sont représentés de manière identique, par des classes d'âge. Je ne décris donc que la modélisation des femelles.

(i) MM-âge

Cette approche correspond à celle présentée en exemple au début du mémoire (section 2.1). Le cheptel femelle est décomposé en classes d'âge successives, éventuellement agrégées, de la naissance jusqu'à un âge maximal prédéfini (Figure 1). Un taux de mise bas ( $h_{mb}$ ) est défini pour chaque classe d'âge. Ce taux représente l'effectif moyen de mises bas attendu par intervalle de temps et par femelle présente dans l'intervalle de temps et la classe d'âge. L'effectif moyen de mises bas attendu dans l'intervalle  $(t, t+1)$  et issu des femelles de la classe  $i$  est :

$$h_{mb,i} \times x_i(t)$$

L'entrée en reproduction, ou plus précisément le début des mises bas, est modélisée par une augmentation, selon une courbe en escalier (p. ex. Figure 2-b), des taux  $h_{mb,i}$  avec l'âge des femelles.

Un point central est que le taux  $h_{mb,i}$  est ici un taux statistique moyen qui agrège par classe d'âge l'ensemble des femelles présentes dans le troupeau, quelque soit leur statut reproductif : femelles vides, pleines, fertiles ou stériles.

(ii) MM-imb

Cette approche représente plus explicitement le cycle reproductif. Le cheptel femelle est tout d'abord décomposé en classes d'âge successives, de la naissance jusqu'à un âge de maturité reproductrice (début des chaleurs) qui détermine l'entrée en reproduction. Ensuite, le cheptel est décomposé en états, éventuellement agrégés, représentant le déroulement du cycle de reproduction : service, fécondation, gestation puis APP. Après la maturité, l'âge n'est en général plus représenté explicitement (mais il pourrait l'être à l'aide de modèles multiétats, [66]).

La Figure 30 présente un exemple de schéma conceptuel pour un modèle mensuel et une période de gestation de cinq mois. Les femelles E correspondent aux femelles vides : femelles fertiles en APP ou en chaleurs + femelles stériles. Chaque mois, ces femelles ont la probabilité  $\delta$  d'être fécondées. A la fin du mois, une proportion  $\delta$  parmi les survivantes passe en état  $P_1$  (1<sup>er</sup> mois gestation), l'autre proportion reste dans E (échec de fécondation). Les femelles  $P_1$  passent ensuite, si elles survivent, dans les états  $P_2$ ,  $P_3$ , etc. Les survivantes après  $P_5$  (fin de gestation et mise bas) rentrent alors dans un nouvel état E.

Ce schéma peut avoir de nombreuses variantes, notamment en fonction d'agréations ou de désagréation d'états. Par exemple, les états successifs  $P_j$  (qui permettent de représenter explicitement et sans biais la durée de gestation) peuvent être agrégés en un seul compartiment de gestation P, en tenant compte (Figure 31-a) ou non (Figure 31-b) de la parité. Ce type d'agréation simplifie la structure du modèle, mais entraîne des biais, car le taux  $\rho$  de transition entre E et A, estimé en général par l'inverse de la durée de gestation, ne rend pas bien compte de la vitesse de passage entre les états.

A l'opposé, la Figure 32 présente des exemples de désagréation : éclatement des femelles E selon des états d'échec à la fécondation (ce modèle est p. ex. utile lorsqu'on veut pouvoir réformer les mauvaises reproductrices) ou selon la période d'APP et de service, par exemple lorsqu'on veut modéliser séparément des durées d'APP et de période de service. Dans tous ces exemples, les femelles E contiennent les femelles stériles, mais celles-ci peuvent facilement être

dirigées vers des compartiments spécifiques, à l'aide d'une probabilité de stérilité appliquée à la naissance.

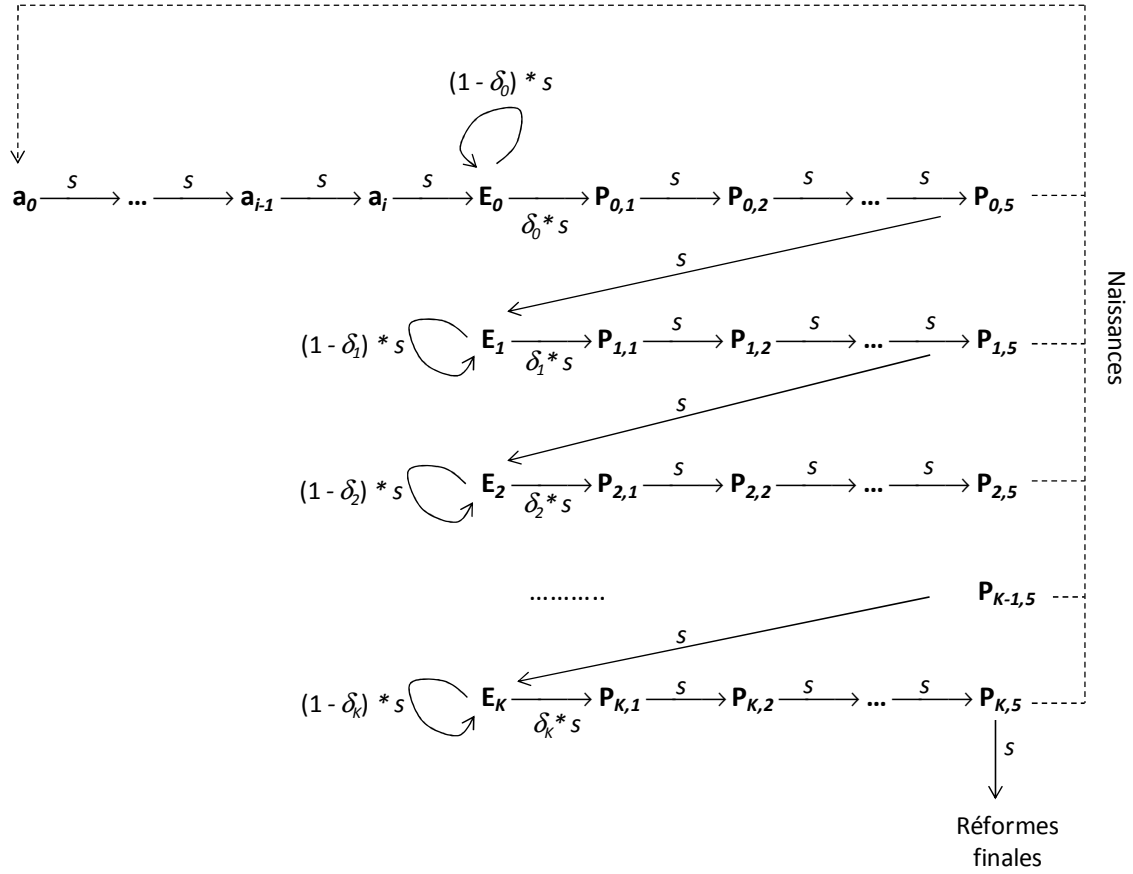


Figure 30 : Schéma conceptuel pour un MM-imb. L'état  $a_i$  représente la dernière classe d'âge avant l'entrée en reproduction,  $E_i$  les femelles vides de parité  $i$  et  $P_{ij}$  les femelles pleines de parité  $i$  et de mois de gestation  $j$ . Le paramètre  $s$  (sans indice pour simplifier la présentation) représente la probabilité de survie et  $\delta_i$  la probabilité (pour une femelle  $E_i$ ) d'être fécondée.

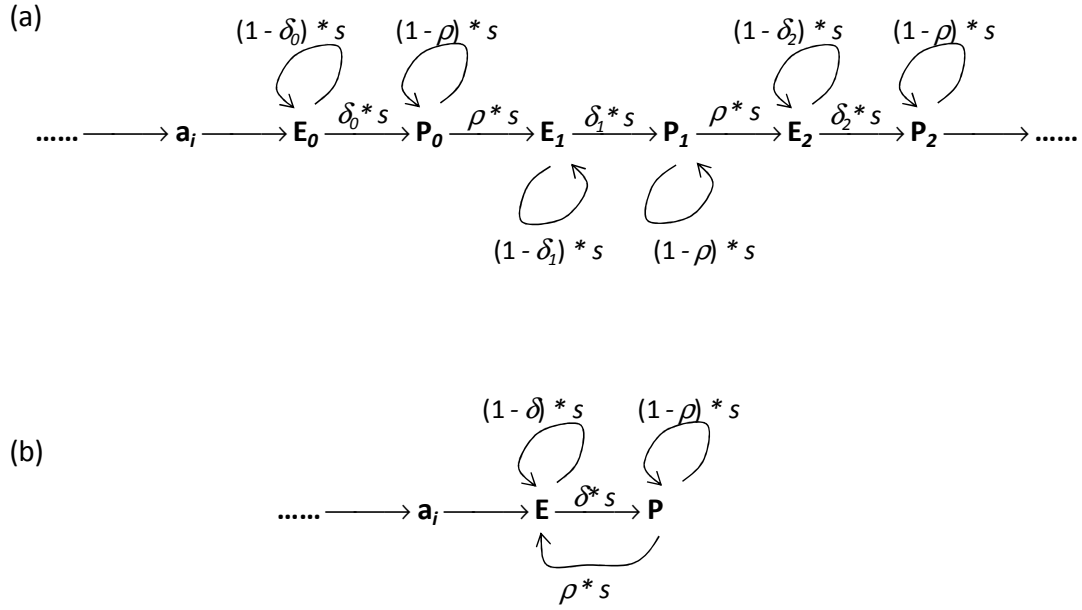


Figure 31 : Schémas conceptuels pour un MM-imb avec agrégation des mois de gestation. (a) En tenant compte de la parité (états  $P_i$ ). (b) En agrégeant toutes les parités (état  $P$  unique). Le paramètre  $\rho$  est la probabilité de transition entre  $P$  et  $E$  (sa valeur dépend de la durée de la durée de gestation).

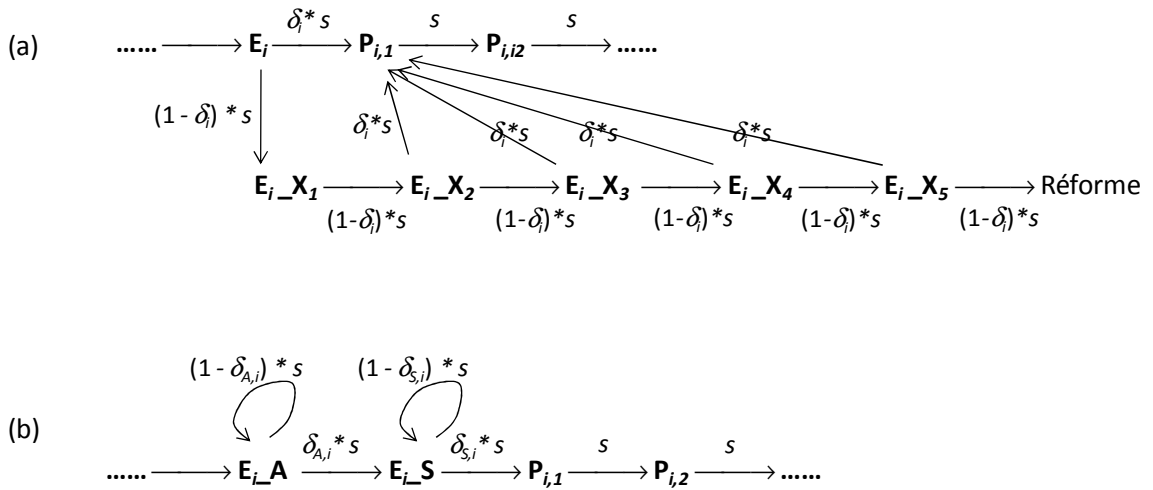


Figure 32 : Schémas conceptuels pour un MM-imb avec éclatement de l'état « femelles vides » ( $E$ ). (a) En tenant compte des échecs de fécondation. (b) En séparant l'APP de la période de service. L'état  $E_{i\_X_j}$  représente une femelle vide de parité  $i$  ayant subi  $j-1$  échecs de fécondation. Les états  $E_{i\_A}$  et  $E_{i\_S}$  représentent une femelle vide de parité  $i$  respectivement en APP et en période de service.



### (iii) MM-âge vs. MM-imb

Certains auteurs (p. ex. [132]) ont opposé les MM-âge aux MM-imb, en présentant ces derniers comme plus pertinents pour les cheptels domestiques. Je pense qu'il faut être plus nuancé. Les deux modèles sont complémentaires, peuvent répondre à des objectifs différents et ont chacun des avantages et des inconvénients.

Le MM-âge est davantage phénoménologique que le MM-imb, ce dernier cherchant à se rapprocher davantage de la séquence biologique. Le MM-âge a l'avantage d'être simple à programmer informatiquement et facile à manipuler. Ses paramètres sont directement estimables en condition villageoise et faciles à interpréter (p. ex. le taux de mise bas ou de mortalité par classe d'âge). Par contre, le modèle est limité dans certains scénarios d'études, par exemple lorsqu'on veut étudier l'effet *ex ante* de variations du schéma saisonnier des fécondations, ou lorsqu'on veut modéliser la relation entre les fécondations et l'état corporel des femelles.

Dans ces derniers cas, le MM-imb devient alors préférable. Ce modèle est cependant plus compliqué à programmer et à analyser et, surtout, ses paramètres sont plus difficiles à estimer.

La probabilité de fécondation  $\delta$  (Figure 30) en est un exemple. En élevage contrôlé, l'effectif des femelles présentes en état E à chaque temps  $t$  (dénominateur de l'estimateur de  $\delta$ ) peut être connu facilement. Il en est de même pour l'effectif des femelles qui ont été fécondées (numérateur de l'estimateur). Ceci permet une estimation directe de  $\delta$ . En conditions villageoises, le stock E est inconnu et il faut le reconstruire *a posteriori* à partir des mises bas observées et des femelles présentes «  $u$  » mois de gestation plus tôt. Ceci nécessite beaucoup de manipulation de données, qui sont amplifiées si on veut tenir compte des censures : femelles qui ont été fécondées mais qui sont sorties du troupeau avant la mise bas.

Dans un modèle négligeant les variations saisonnières, une estimation indirecte de  $\delta$  à peut être obtenue à partir du taux annuel moyen de mise bas ( $h_{mb}$ ) :

$$\delta = \frac{1}{1/h_{mb} - \Delta}$$

où  $1/h_{mb}$  représente l'intervalle moyen entre mises bas (prenant en compte les femelles non fertiles) et  $\Delta$  la durée de gestation. Le terme «  $1/h_{mb} - \Delta$  » représente le temps moyen que passe une femelle dans l'état E. Mais l'estimation devient beaucoup plus compliquée dans le cas de probabilités saisonnières.

Dans le cadre de mes travaux, et notamment sur les ovins du Sénégal, j'ai pour l'instant choisi le MM-âge qui suffisait à mes objectifs d'études : notamment la comparaison statistique de la production à l'équilibre des troupeaux entre plusieurs cheptels. Le MM-imb a cependant un potentiel d'utilisation élevé en élevage tropical. Il a par exemple été utilisé dans les travaux de thèse de P. Ezanno ([74], [200]) sur les cheptels bovins N'Dama au Sénégal, et j'y reviendrai dans mes perspectives de recherche.

### Modélisation de lots d'animaux

En plus de classes d'âge ou d'états reproductifs, certains modèles matriciels décomposent le troupeau en lots d'animaux séparant le « stock reproducteur » (animaux conservés plus longtemps pour assurer le renouvellement du troupeau) du « stock d'engraissement » (animaux destinés à une exploitation précoce). Dans de tels modèles, l'affectation des animaux à l'un des lots peut survenir dès la naissance, comme en Figure 33, ou à partir d'un certain âge, par exemple au sevrage.

Je n'ai pas intégré de tels compartiments dans les modèles que j'ai construits pour les ovins. Excepté lors des pratiques d'embouche, qui concernent surtout les mâles, les animaux des élevages traditionnels sont rarement séparés en lots reproducteurs ou d'engraissement. Les animaux sont en général tous mélangés au sein du troupeau.

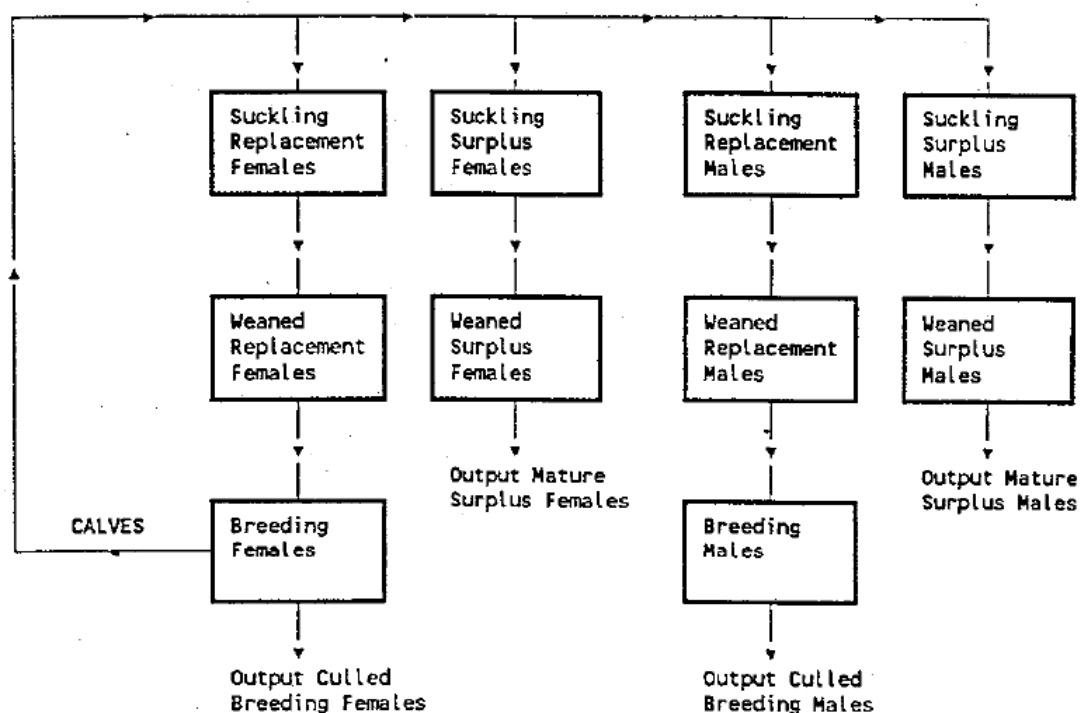


Figure 33 : Schéma conceptuel représentant des lots reproducteurs et d'engraissement utilisé dans le modèle démographique LPEC de James & Carles. Source : [139].

### Modélisation de la saisonnalité et variabilité interannuelle

L'étude de la saisonnalité en élevage tropical a souvent été très descriptive (p. ex. [279], [280], [285]) ou négligée dans les modèles (p. ex. [48]). Quelques études ont utilisé les modèles complexes TAMU dans lesquels était prise en compte la saisonnalité du disponible alimentaire. Mais ces études ont donné très peu rendu compte de la capacité des modèles TAMU à bien représenter les variations saisonnières des taux démographiques.

Par exemple, dans une étude sur des troupeaux bovins en Tanzanie, Sullivan *et al.* en 1981 ([215]) n'ont pas détaillé les résultats des simulations sur les distributions saisonnières des mises bas et des mortalités. Pour la reproduction notamment, les auteurs se sont limités à des résultats globaux sur l'effet d'une intervention réduisant la période de reproduction de 12 à 9 mois (les mâles étaient alors supposés séparés des femelles pendant 3 mois). Même chose pour les études de Blackburn & Cartwright en 1987 sur des troupeaux ovins au Kenya ([212], [286], [287]) dont les résultats ont été essentiellement axés sur des comparaisons de génotypes. D'autres études hors Afrique subsaharienne (p. ex. [288] pour des ovins au Pérou et [289] pour des bovins du Middle West américain) ont abordé les problèmes de saisonnalité, mais dans des systèmes où la reproduction était synchronisée sur deux ou trois mois, qui s'éloignaient de l'élevage traditionnel.

La saisonnalité pose ainsi clairement une difficulté aux modélisateurs, notamment dans le cadre des modèles matriciels. Dans une étude sur des troupeaux caprins au Kenya, Hary en 2004 ([123], [132]) a essayé de contourner cette difficulté de la manière suivante. D'après des données collectées dans une station de recherche, l'auteur a ajusté indépendamment six modèles matriciels correspondant chacun à un lot de femelles dont la reproduction était synchronisée sur deux mois de l'année : février-mars, avril-mai, ... ou décembre-janvier. Chaque modèle supposait un cycle reproductif annuel : période de service de deux mois (toujours les mêmes mois pour chaque lot),

suivie de cinq mois de gestation puis d'une phase de lactation de sept mois, la femelle étant mise de nouveau mise à la reproduction au bout du 5<sup>ème</sup> mois de lactation. Bien qu'ayant apporté des résultats intéressants, cette approche est peu souple et s'éloigne de la réalité observée sur le terrain. Par exemple, pour simuler une reproduction non synchronisée, Hary fait une simple moyenne des résultats des six modèles matriciels. Cela ne permet pas de représenter des schémas saisonniers comme ceux présentés en Figure 26 et Figure 27.

Durant ma thèse et mes travaux ultérieurs, j'ai choisi une approche moins biaisée, utilisant les « modèles périodiques » ([290], [15] chap. 13). Les modèles périodiques avaient déjà été utilisés pour des populations animales sauvages (p. ex. [291], [292] pour des lapins sauvages ou [293], [294] pour des tiques) mais jamais pour des espèces domestiques. Le principe peut être aussi bien appliqué dans le cadre des MM-âge que dans celui des MM-imb. J'ai introduit cette approche dans un article sur la dynamique de troupeaux d'ovins à Louga ([ACL11]), puis je l'ai utilisée dans différentes études sur la productivité des troupeaux d'ovins à Kolda ([ACL13, ACL19]). L'approche a également été utilisée dans les DEA de Pauline Ezanno ([295]) et de Nathalie Bossu ([296]) dont j'étais le responsable, et dans la thèse de P. Ezanno (Ezanno 2002; Ezanno 2005b) que j'ai co-encadrée.

Dans les modèles matriciels périodiques, la matrice de projection  $A$  sur l'intervalle  $(t, t+1)$  est le produit de matrices de projection  $B_k$  sur des sous-intervalles au sein de  $(t, t+1)$ . Par exemple, si  $(t, t+1)$  représente une année décomposée en  $K$  sous-intervalles  $\{1, 2, \dots, K\}$ , que j'appelle « phases » par la suite, la matrice annuelle  $A$  est :

$$A = B_K \times B_{K-1} \times \dots \times B_2 \times B_1$$

La dynamique intra-annuelle, c'est-à-dire au niveau des phases, est donnée par :

$$x(t+k) = B_k \times \dots \times B_1 \times x(t)$$

où  $t$  représente le début d'année. La dynamique interannuelle est donnée par :

$$x(t+N \times K) = A^T \times x(t)$$

où  $T$  représente le nombre d'années considérées dans la projection. L'origine de l'année (ci-dessous représentée en index de  $A$ ) peut être quelconque. Cette origine définit l'ordre des matrices  $B_k$  dans le produit matriciel :

$$A_{(1)} = B_K \times B_{K-1} \times \dots \times B_2 \times B_1$$

$$A_{(2)} = B_1 \times B_K \times B_{K-1} \times \dots \times B_3 \times B_2$$

$$A_{(3)} = B_2 \times B_1 \times \dots \times B_K \times B_{K-1} \times \dots \times B_4 \times B_3$$

etc.

Le taux de croît annuel à long terme  $\lambda$  est identique quelle que soit l'origine choisie : toutes les matrices  $A_{(k)}$  ont la même valeur propre dominante. Par contre, la structure stable du cheptel varie lors de chaque phase : la structure observée en phase  $k$  est proportionnelle au vecteur propre dominant de la matrice  $A_{(k)}$ .

Le nombre  $K$  de phases considérées dans l'année dépend de la finesse souhaitée pour représenter les phénomènes saisonniers. Pour les cheptels tropicaux, des décompositions en mois ou en quinzaines sont souvent suffisantes, mais il est possible de descendre au niveau de la semaine ou

même du jour si besoin. Dans ce dernier cas le modèle devient une très bonne approximation d'un modèle périodique en temps continu. L'avantage de définir des phases assez courtes ( $\leq 1$  mois) est que cela limite les biais dus aux interférences entre les taux démographiques (section 5.1.2 et cf. plus loin). Par exemple, plus la phase est courte, plus la probabilité de mort  $p_m$  devient indépendante de la probabilité d'exploitation  $p_e$ . La mortalité apparente se rapproche alors de la mortalité intrinsèque :  $p_m \approx \pi_m$ .

Chaque matrice  $B_k$  peut être identique ou, au contraire, varier d'une année sur l'autre. Dans ce dernier cas, la matrice de projection  $A_{(t)}$  sur l'année  $(t, t+1)$  est :

$$A_{(t)}(t) = B_K(t) \times B_{K-1}(t) \times \dots \times B_2(t) \times B_1(t)$$

Un tel modèle permet de représenter conjointement des variations intra- et interannuelles.

### 6.1.3. Estimation des paramètres et validation du modèle

Les modèles matriciels périodiques peuvent contenir un effectif élevé de paramètres à estimer. Par exemple, pour la mortalité des femelles ovines, des phases mensuelles et une durée de vie maximale de 10 ans engendrent 1440 paramètres pour une année de projection : 12 mois  $\times$  10 ans  $\times$  12 classes d'âge mensuelles. Il en est de même pour les taux d'exploitation et de reproduction. Ma démarche a consisté à construire des modèles plus parcimonieux en termes statistiques. Les paramètres ont été estimés à l'aide de modèles linéaires généralisés après agrégation des données initiales. Les agrégations ont été effectuées par saison et/ou groupes d'âge (Figure 34), dans lesquels les taux sont alors supposés constants.

Cette approche s'est avérée très souple et a permis des estimations très satisfaisantes des dynamiques intra- et interannuelles des cheptels d'ovins au Sénégal. Les distributions saisonnières prédites pour les différents événements démographiques (naissances, morts, exploitations) par le modèle périodique ne sont pas détaillées dans ce mémoire. Les prédictions d'effectifs d'animaux, qui en font la synthèse, sont présentées en Figure 35 pour le cheptel femelle de Louga. Les résidus relatifs ont tous été inférieurs à 10 % en valeur absolue.

Précédemment, j'ai souligné les biais pouvant être engendrés par les modèles à pas de temps annuel et les avantages multiples des pas de temps plus court, comme par exemple la représentation possible de saisonnalités et la diminution des interférences. Pour justifier cela, j'en suis resté à des considérations théoriques mais je n'ai pas estimé quantitativement les biais des modèles annuels dans mes travaux, excepté lors de quelques études partielles non publiées. Dans le futur, il sera intéressant de mieux estimer ces biais et je compte inclure ce type d'études dans une réflexion plus large sur les biais dus aux agrégations structurelles ou statistiques dans les modèles matriciels (cf. mes perspectives de recherche).

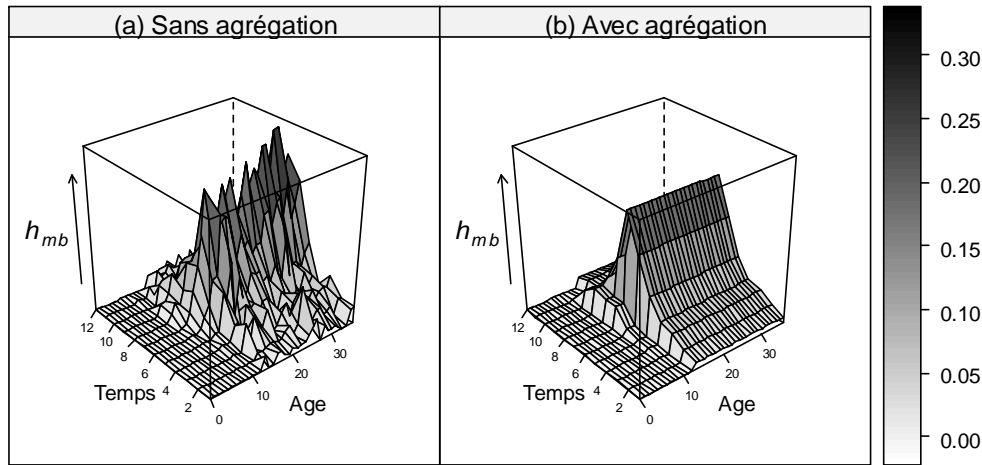


Figure 34 : Taux de mise bas mensuels ( $h_{mb}$  en mois<sup>-1</sup>) des femelles ovines à Louga en fonction du mois de l'année et de la classe d'âge mensuelle, entre les âges 10 mois et 3 ans. Les données correspondent à une année moyenne entre 1984 et 1991. (a) Taux estimés sans agrégation (12 mois  $\times$  27 classes = 324 taux de mise bas). (b) Taux estimés en agrégeant les données pour les groupes d'âge « >9-12mois » et « >12 mois » (12 mois  $\times$  2 groupes = 24 taux de mise bas). La même démarche peut être utilisée pour agréger les mois de l'année en saisons (p. ex. pour le Sénégal : saison des pluies, saison sèche froide et saison sèche chaude).

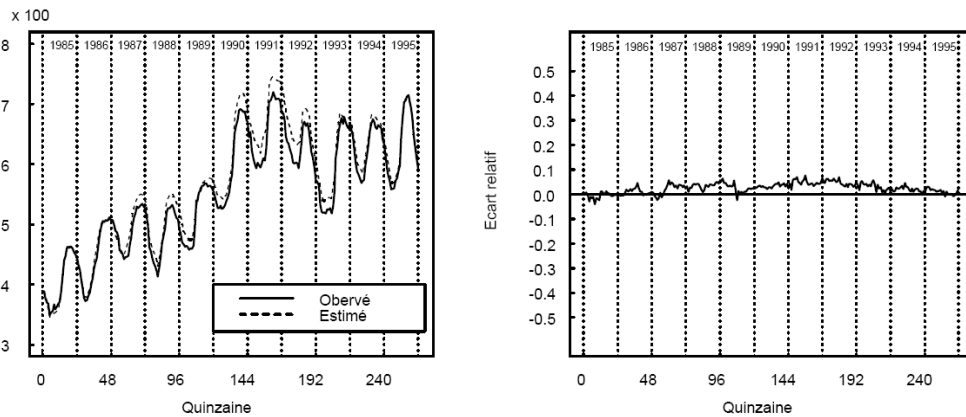


Figure 35 : Dynamique intra- et interannuelle du cheptel ovin à Louga (femelles) entre 1985-95. A gauche : Données observées et prédictions du modèle matriciel périodique utilisant un pas de temps de 15 jours et dont les paramètres ont été estimés après agrégation des données par groupes d'âge et par saisons. A droite : Résidus relatifs. Source : [Ma thèse].

#### 6.1.4. Calculs théoriques des sensibilités locales du taux de croît $\lambda$

Les sensibilités locales  $\partial\lambda/\partial\theta$  du taux de croît à long terme, où  $\lambda$  est la valeur propre dominante de  $A$  et  $\theta$  représente un paramètre quelconque du modèle, sont utiles dans plusieurs contextes. Elles permettent tout d'abord d'effectuer des analyses de sensibilité : identification des paramètres les plus influents. Elles peuvent également être utilisées dans des méthodes d'estimation itératives (p. ex. algorithme de Newton-Raphson), des méthodes d'inférence (p. ex. méthode

« Delta » [52] p. 419-424) et des méthodes de décomposition de variabilité (méthodes « LTRE » [178], [179]).

Pour le modèle périodique suivant :

$$A = B_K \times B_{K-1} \times \dots \times B_2 \times B_1$$

les sensibilités  $\partial\lambda/\partial a_{ij}$  aux composantes  $a_{ij}$  de la matrice annuelle  $A$  peuvent être obtenues par ([15], p.209) :

$$\partial\lambda/\partial a_{ij} = u_i \times v_j / \langle u, v \rangle$$

où  $u$  et  $v$  sont les vecteurs propres à gauche et à droite de  $A$  associés à  $\lambda$ , et  $\langle u, v \rangle$  leur produit scalaire. Ces sensibilités sont difficilement interprétables, car les  $a_{ij}$  sont des synthèses complexes des paramètres de chaque phase. Il est plus utile, mais plus compliqué, de calculer les sensibilités  $\partial\lambda/\partial b_{k,ij}$  aux composantes des matrices  $B_k$ .

Caswell & Trevisan en 1994 ([297]) ont proposé l'approche suivante pour ce calcul. En notant comme précédemment :

$$A_{(k)} = B_{k-1} \times \dots \times B_2 \times B_1 \times B_K \times \dots \times B_{k+1} \times B_k$$

et  $S_{Ak} = [\partial\lambda/\partial a_{(k)ij}]$  la matrice des sensibilités de  $\lambda$  aux composantes de  $A_{(k)}$ , les auteurs ont montré que la matrice des sensibilités par phase  $S_{Bk} = [\partial\lambda/\partial b_{k,ij}]$  pouvait être calculée par :

$$S_{Bk} = (B_{k-1} \times \dots \times B_2 \times B_1 \times B_K \times \dots \times B_{k+2} \times B_{k+1})' \times S_{A(k)}$$

ou « ' » est l'opérateur de transposition de matrice. Cette formule est aisée à programmer, mais nécessite de calculer  $K$  matrices de sensibilités  $S_{A(k)}$  ( $k = 1, \dots, K$ ), ce qui peut poser des problèmes de temps de calcul lorsque la dimension des matrices est grande ou lorsqu'il y a beaucoup de phases. Ceci est particulièrement gênant dans les procédures itératives ou demandant un effectif élevé de répliques (p. ex. dans les simulations Monte Carlo ou « bootstrap »).

Dans le cadre du DEA de P. Ezanno ([295]), de ma thèse puis d'un article avec Hal Caswell ([ACL12]), nous avons proposé une nouvelle approche. A l'aide de résultats matriciels ([298]) et en notant  $A = A_{(1)}$ , les sensibilités par phase sont obtenues par :

$$S_{Bk} = C' \times S_A \times G'$$

avec :

$$\begin{aligned} C &= B_K \times \dots \times B_{k+1} & \text{si } k < K \\ C &= I \text{ (matrice identité)} & \text{si } k = K \end{aligned}$$

et :

$$\begin{aligned} G &= B_{k-1} \times \dots \times B_1 & \text{si } k > 1 \\ G &= I & \text{si } k = 1 \end{aligned}$$

Contrairement à l'approche de Caswell & Trevisan, notre approche nécessite le calcul d'une seule matrice de sensibilité  $S_A$  (la même pour toutes les matrices  $S_{Bk}$ ). Pour chaque phase  $k$ , il suffit de construire les matrices  $C$  et  $G$  correspondantes.

Pour des matrices de dimension  $280 \times 280$ , taille usuelle pour des modèles matriciels périodiques de petits ruminants et de bovins, et pour 1 000 itérations, cette approche faisait gagner plus de 21 heures de temps de calcul par rapport à la précédente formule ([ACL12]). Plus récemment, Bacaër ([299]) a généralisé les calculs de sensibilité des modèles matriciels périodiques pour d'autres variables que  $\lambda$  mais sans remettre en cause les résultats que nous avons obtenus.

### 6.1.5. Deux exemples d'applications du modèle

#### 1<sup>er</sup> exemple : Estimations de productivité

##### (i) Production à l'équilibre $W$

Un objectif important de mes activités était de contribuer à l'amélioration des méthodes d'estimation de la productivité des troupeaux en milieu villageois. Pour cet objectif, je me suis placé dans le cadre des modèles de production à l'équilibre (section 4.5.2).

L'approche usuelle pour les modèles à pas de temps annuel ([134], [135]) est de fixer un vecteur  $x$  supposé représenter la structure du cheptel en équilibre, puis de calculer le vecteur  $y$  des effectifs d'animaux exploités en résolvant l'équation :

$$x = M \times x - y$$

où  $M$  représente la matrice de projection « naturelle », c'est-à-dire ne contenant que les taux de reproduction et de mortalité. Le vecteur  $y$  est directement obtenu par :

$$y = (M - I) \times x$$

où  $I$  représente la matrice identité. Le calcul de production à l'équilibre avec un modèle matriciel périodique est plus compliqué. L'approche ci-dessus pourrait être appliquée en calculant le vecteur des exploitations  $y_k$  pour chaque phase  $k$  par :

$$y_k = (M_k - I) \times x$$

puis les exploitations annuelles seraient simplement obtenues par  $y = \sum_k y_k$ . Mais ceci reviendrait à supposer que le cheptel conserve la même structure sexe-âge toute l'année, et également que les taux d'exploitation sont quasi-identiques entre les phases. Ces deux hypothèses sont loin de ce qui est observé dans les troupeaux ovins, qui présentent de fortes variations de structure, notamment lors des pics de naissances, et des variations brutales du taux d'exploitation, par exemple lors des pics d'abattages et de ventes lors de la fête de la Tabaski.

Dans ma thèse, j'ai ainsi été amené à proposer une nouvelle approche. J'ai proposé de remplacer les contraintes posées sur la structure du vecteur  $x$  par des contraintes posées sur la « structure » des probabilités d'exploitation des animaux. Le principe est de définir ce que j'ai appelé un « profil d'exploitation ».

Ce profil est défini par un ensemble  $\{p_{e,REF,i}\}$  de probabilités d'exploitation par catégorie d'animaux dont la structure, c'est-à-dire les valeurs relatives entre les probabilités, est supposée représenter la stratégie d'exploitation observée ou souhaitée dans les troupeaux. Cette structure est un profil tridimensionnel qui prend en compte le sexe des animaux, leur âge et le temps (Figure 36).

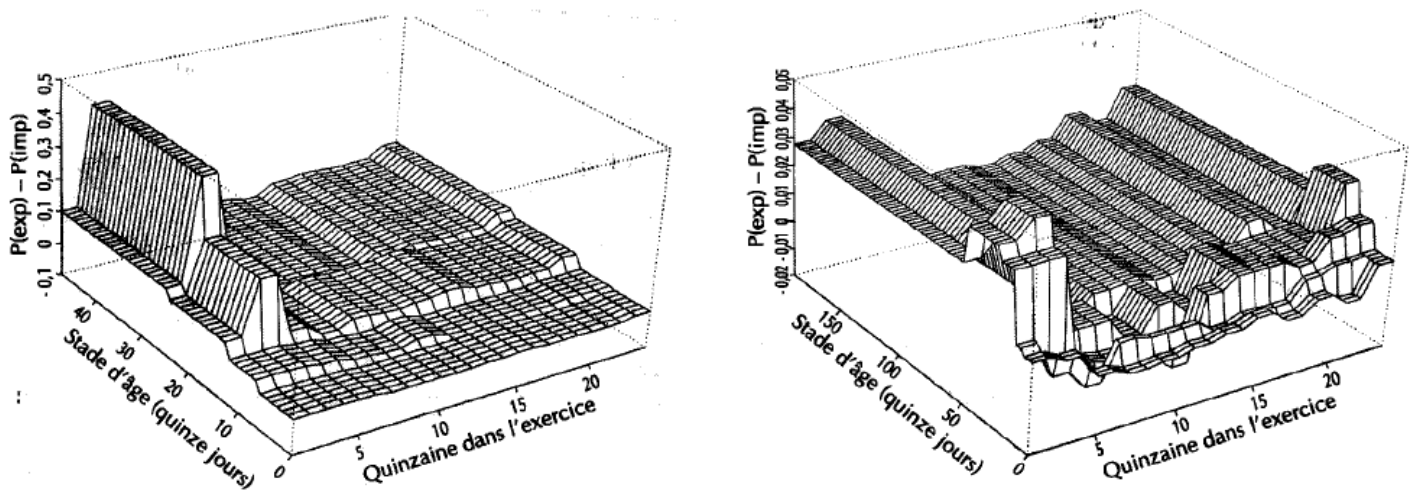


Figure 36 : Profils d'exploitation estimés dans les troupeaux ovins à Kolda dans la campagne agricole 1987. A gauche : mâles. A droite : femelles. Sources : [Ma thèse], [ACL19]. Ces profils ont été estimés en considérant « l'exploitation nette » (déduisant les importations des exploitations) (axe vertical «  $P(\text{exp}) - P(\text{imp})$  » du graphique).

La probabilité de survie par unité de temps d'une catégorie d'animaux  $i$  est :

$$s_i = 1 - p_{m,i} - \varphi \times p_{e,\text{REF},i}$$

où  $\varphi$  un coefficient multiplicatif ne variant pas avec les catégories d'animaux.

Le profil  $\{p_{\text{REF},e,i}\}$  est placé dans la matrice de projection  $A$ , ainsi que les taux de reproduction et de mortalité. En diminuant ou en augmentant  $\varphi$ , le profil est ensuite déplacé vers le bas ou vers le haut (selon l'axe vertical de la Figure 36) jusqu'à obtenir l'équilibre démographique correspondant à  $\lambda = 1$ , avec  $\lambda$  la valeur propre dominante de  $A$ . L'estimation de  $\varphi$  correspondant à l'équilibre  $\lambda = 1$ , ou à toute autre valeur de  $\lambda$  choisie comme objectif, est obtenue par la méthode itérative de Newton-Raphson à l'aide des sensibilités locales  $\partial\lambda/\partial\varphi$  dont le principe de calcul a été décrit précédemment.

La production à l'équilibre, que j'ai appelée «  $W$  », est finalement définie par la somme des exploitations sur l'ensemble des catégories d'animaux et des phases  $k$ . Comme tous les indicateurs de production à l'équilibre,  $W$  peut être pondéré par des covariables et/ou rapporté à des besoins nutritionnels ou d'autres moyens de production. Dans les études comparatives, le même profil d'exploitation est utilisé pour tous les cheptels. Cette approche a l'avantage de respecter toutes les saisonnalités observées dans les troupeaux. La Figure 36 représente le profil d'une année unique, mais ce profil peut être étendu sans difficulté à plusieurs années pour tenir compte des variations interannuelles dans les estimations.

Avec plusieurs collaborateurs, nous avons appliqué cette nouvelle approche à l'estimation de la rentabilité économique de prophylaxies (vermifuges et vaccinations) dans des troupeaux ovins de Kolda ([Ma thèse], [ACL13], [ACL19]). Les gains de production à l'équilibre issus des prophylaxies ont été estimés en effectifs d'animaux produits (rendement numérique) puis en valeurs monétaires rapportées aux coûts des interventions.

Pour l'année 1987 par exemple, le gain de productivité numérique dû à la vermifugation a été estimé à 22 %, avec un rapport bénéfice/coût de 3.7. En utilisant un modèle à pas de temps



annuel (logiciel LIVMOD décrit précédemment) et des projections dynamiques sur cinq ans, Tillard en 1991 ([183]) avait estimé un bénéfice-coût plus élevé (proche de 5) pour le même système d'élevage. Une comparaison fine entre les deux études s'est avérée difficile, car Tillard n'a pas rapporté de résultats sur les productivités numériques et a utilisé un taux d'escompte pour actualiser les valeurs monétaires sur les cinq années de projection.

## (ii) Taux $\lambda_{\max}$

En complément de la production à l'équilibre  $W$ , j'ai également proposé un autre indicateur de productivité numérique ( $\lambda_{\max}$ ). J'ai construit cet indicateur par analogie avec le taux  $\lambda_{\max}$  « *maximum finite rate of natural increase* » défini par Robinson & Redford pour les espèces sauvages ([300], [301], [302]) : « taux maximum que peut atteindre une population en régime stable et non limitée par l'alimentation, l'espace, la compétition pour la ressource ou la prédation ». D'autres auteurs ont également utilisé cet indicateur en écologie (p.ex [303-306]).

Pour les modèles matriciels en élevage, j'ai défini  $\lambda_{\max}$  par la valeur propre dominante de la matrice  $A$  dans laquelle tous les taux d'exploitation sont mis à zéro, sauf ceux correspondant à la réforme de fin de vie qui fixe l'âge maximal supposé dans le cheptel. Cette valeur propre ne dépend que des paramètres des femelles, sous l'hypothèse usuelle de femelle-dominance en démographie des troupeaux ([15] p. 570, [Ma thèse]). Le taux  $\lambda_{\max}$  représente le potentiel de croissance du cheptel en régime stable. Par exemple, une estimation  $\lambda_{\max} = 1.15$  correspond à un taux de croît attendu de 15 % par an pour un cheptel en régime stable et sans exploitation avant la réforme finale.

L'avantage de  $\lambda_{\max}$  par rapport à  $W$  est qu'il est beaucoup plus facile à calculer mathématiquement : il suffit de calculer la valeur propre dominante de la matrice  $A$  sans exploitation. P. Ezanno a ainsi privilégié cet indicateur dans son DEA ([295]) : comparaison de la productivité de cheptels d'ovins au Sénégal, puis dans sa thèse ([74], [200]) : effet des complémentations sur la productivité des troupeaux bovins N'Dama au Sénégal.

Cependant,  $\lambda_{\max}$  ne donne pas une estimation « complète » de ce qui est produit chaque année par le cheptel. Par exemple, l'estimation  $\lambda_{\max} = 1.04$  d'Ezanno ([200]) pour les bovins N'Dama au Sénégal ne signifie pas que seuls 4 % des animaux des troupeaux peuvent être exploités par an. Le rendement numérique réel  $R_n$ , qui représente le potentiel exploitable réel, est en général plus élevé que  $\lambda_{\max}$  (p.ex.  $R_n = 10-12$  % pour les troupeaux étudiés par Ezanno). Ceci vient du fait que  $R_n$  prend en compte d'une part les réformes finales et d'autre part l'exploitation des mâles, plus élevée que celle des femelles.

Dans les analyses comparatives,  $\lambda_{\max}$  fournit des indications sur la variation relative de la productivité : par exemple, une variation de  $\lambda_{\max} = 1.04$  à  $\lambda_{\max} = 1.08$  après une intervention correspond un gain relatif de productivité numérique de 4 %. Mais ce type de résultats est parfois insuffisant pour les études bioéconomiques qui nécessitent des estimations plus complètes de la production et des coûts de production. Le taux  $\lambda_{\max}$  ne peut pas toujours être substitué à des indicateurs tels que  $W$ .

## (iii) Corrélations entre indicateurs

Dans ma thèse, j'ai montré que  $\lambda_{\max}$  était très corrélé avec  $W$ , lorsque  $W$  était exprimé en effectifs d'animaux ( $\rho = 0.99$  sur les données des troupeaux d'ovins à Kolda). J'ai également montré que ces deux indicateurs étaient très corrélés avec les taux de productivité numérique au sevrage ( $\rho > 0.90$  sur les données des troupeaux d'ovins à Kolda).

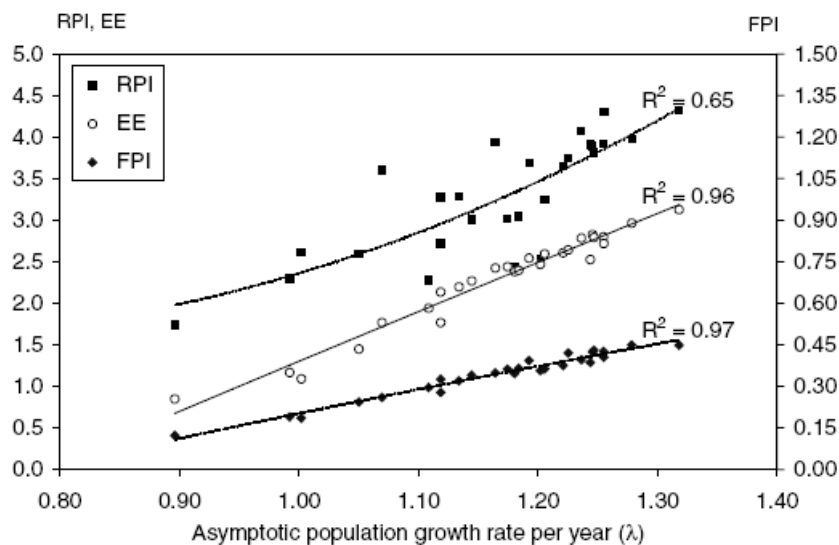


Figure 37 : Corrélations entre le taux de multiplication annuel à long terme d'un cheptel ( $\lambda$ ) et différents indicateurs de productivité estimés par Hary sur des caprins au Kenya. EE : efficacité énergétique (en énergie métabolisable) du troupeau. RPI : taux de productivité pondérale au sevrage. FPI : poids total des animaux exploités dans l'année / poids métabolique moyen du troupeau. Tous les indicateurs ont été estimés avec le même modèle matriciel. Chaque point du graphique correspond à un jeu de paramètres donné. Source : [123].

Les résultats reportés par Hary (Figure 37) semblent confirmer cette tendance générale de forte corrélation des indicateurs de productivité. Dans le futur, il me paraît cependant important de renforcer ces premiers résultats par des études ciblant spécifiquement la corrélation entre les indicateurs de productivités. Les études pourraient comparer un ensemble prédéfini d'indicateurs estimés selon différentes méthodes (taux au sevrage,  $W$ ,  $\lambda_{\max}$ , etc.) et exprimés en différentes unités (effectifs d'animaux, poids, UBT, énergie, etc.), en s'intéressant également à la sensibilité des corrélations selon les traits démographiques des cheptels.

Ce type d'études nous renseigneraient davantage sur le comportement des indicateurs de productivité et faciliteraient la justification des choix. Elles auraient également un fort intérêt pédagogique en explicitant les différentes définitions des indicateurs à partir des modèles matriciels.

#### (iv) Inférences

Les estimations de productivité sont obtenues avec une certaine incertitude statistique qu'il est important de prendre en compte, notamment dans les études comparatives entre cheptels. Je me suis intéressé à cet aspect car il a été éludé dans la plupart des applications des modèles matriciels publiées sur l'élevage. Par exemple, les productivités sont souvent fournies sans intervalles de confiance.

Prenons un estimateur  $Y$  quelconque défini à partir d'un modèle matriciel (p. ex.  $Y = W$  ou  $\lambda_{\max}$ ). Cet estimateur est une fonction multidimensionnelle  $Y = f(\theta)$ , où  $\theta = \{\theta_i\}$  représente les taux démographiques, composantes de la matrice  $A$ . Les calculs d'inférence consistent à estimer la distribution de  $Y$  en fonction de la distribution des estimateurs  $\theta_i$  (ou au moins des variances respectives). Ces estimateurs sont obtenus en ajustant des modèles statistiques aux données disponibles, en utilisant par exemple les modèles linéaires généralisés. Trois approches d'inférence ont été proposées dans la littérature sur les modèles matriciels, dans des contextes autres que

l'élevage : la méthode Delta, la méthode Monte Carlo et la méthode « bootstrap ». J'ai appliqué ces trois méthodes aux taux de productivité  $W$  et  $\lambda_{\max}$  ([Ma thèse], [ACL13], [ACL19]).

La méthode Delta ([307-309]) linéarise la variance  $Var[Y]$ , qui peut alors s'exprimer par :

$$Var[Y] \approx \sum_{i,j} Cov[\theta_i, \theta_j] * (\partial Y / \partial \theta_i) * (\partial Y / \partial \theta_j)$$

où  $Cov[\theta_i, \theta_j]$  représente la covariance entre les estimateurs  $\theta_i$  et  $\theta_j$  et  $\partial Y / \partial \theta_i$  et  $\partial Y / \partial \theta_j$  les sensibilités locales de  $Y$  à  $\theta_i$  et  $\theta_j$ . L'intervalle de confiance de  $Y$  est ensuite obtenu en supposant la normalité asymptotique de l'estimateur. Par exemple, l'intervalle correspondant à une couverture de confiance de 95 % est estimé par :

$$IC_{95\%} = Y \pm 1,96 \times (Var[Y])^{1/2}$$

La méthode Delta est assez approximative, du fait d'une part de la linéarisation de la variance et d'autre part de l'hypothèse de normalité de  $Y$ , qui en réalité peut avoir une distribution dissymétrique. Par ailleurs, elle peut être laborieuse à mettre en œuvre pour les indicateurs dont les sensibilités locales  $\partial Y / \partial \theta_i$  sont difficiles à calculer. C'est par exemple le cas de  $W$ .

La méthode Monte Carlo (p. ex. [309]) est moins approximative et beaucoup plus simple, mais plus coûteuse en simulations. Elle consiste à simuler la distribution de l'estimateur  $\theta$  par un grand nombre de répliques  $\theta_{[r]}$ . La distribution empirique  $\{\theta_{[r]}\}$  peut être obtenue d'après un simulateur pseudo-aléatoire multidimensionnel, simulant par exemple une loi normale lorsque  $\theta$  est estimé par la méthode MV. Ensuite, la distribution de l'estimateur  $Y$  est estimée par la distribution empirique  $\{Y_{[r]} = f(\theta_{[r]})\}$ . L'intervalle de confiance de  $Y$  est ensuite obtenu d'après les quantiles de cette distribution empirique. Le point important ici est d'avoir une bonne estimation de la distribution de  $\theta$ .

Pour la méthode bootstrap, j'ai adapté ce qui avait été proposé pour le taux  $\lambda$  chez des espèces sauvages ([303], [304], [305]). La méthode utilise la technique du bootstrap non paramétrique ([310], [311]), qui estime la distribution de l'estimateur  $\theta$  par ré-échantillonnage des données d'origine. Les données ré-échantillonnées correspondent ici aux « carrières » d'animaux : la carrière d'un animal est ici définie par toute son histoire de vie : naissance, mises bas, mort, exploitation, etc. La méthode consiste à construire des répliques aléatoires de l'échantillon d'origine. Si par exemple l'échantillon d'origine contient  $N$  carrières, chaque réplique  $r$  est obtenu par échantillonnage avec remise de  $N$  carrières parmi l'échantillon d'origine. Une estimation  $\theta_{[r]}$  est obtenue pour chaque réplique puis, comme pour le Monte Carlo, la distribution de  $Y = f(\theta)$  est estimée par la distribution empirique  $\{f(\theta_{[r]})\}$  (Figure 38).

Pour l'ajustement des modèles matriciels, les taux de reproduction, les taux de mortalité et les taux d'exploitation sont estimés d'après des modèles statistiques différents. Cependant, étant estimés sur le même échantillon d'animaux, on peut considérer qu'une certaine covariance existe entre ces trois types de taux. Le bootstrap non paramétrique des carrières d'animaux est un moyen simple de prendre en compte cette covariance. Cela est beaucoup plus complexe pour la méthode Delta et la méthode Monte Carlo (si bien qu'en pratique, avec ces méthodes, les trois types de taux sont supposés indépendants). Le bootstrap non paramétrique a également l'avantage de ne pas faire d'hypothèses sur la distribution des estimateurs  $\theta$ . Par contre, le bootstrap est plus laborieux à mettre en œuvre que le Monte Carlo. Par ailleurs, il se confronte à certaines difficultés théoriques : par exemple certains résultats peuvent être sensibles à la méthode utilisée pour estimer les intervalles de confiance d'après la distribution empirique  $\{f(\theta_{[r]})\}$ , ou à la manière dont sont prises en compte d'éventuelles structures dans les données, comme l'agrégation des animaux par troupeaux ou par villages qui peut engendrer des corrélations entre animaux. Dans ma thèse, je n'ai

fait qu'initier une analyse comparative des approches d'inférence. Cette analyse, bien que complexe et dont les modalités techniques restent à définir, est selon moi importante à développer dans l'avenir.

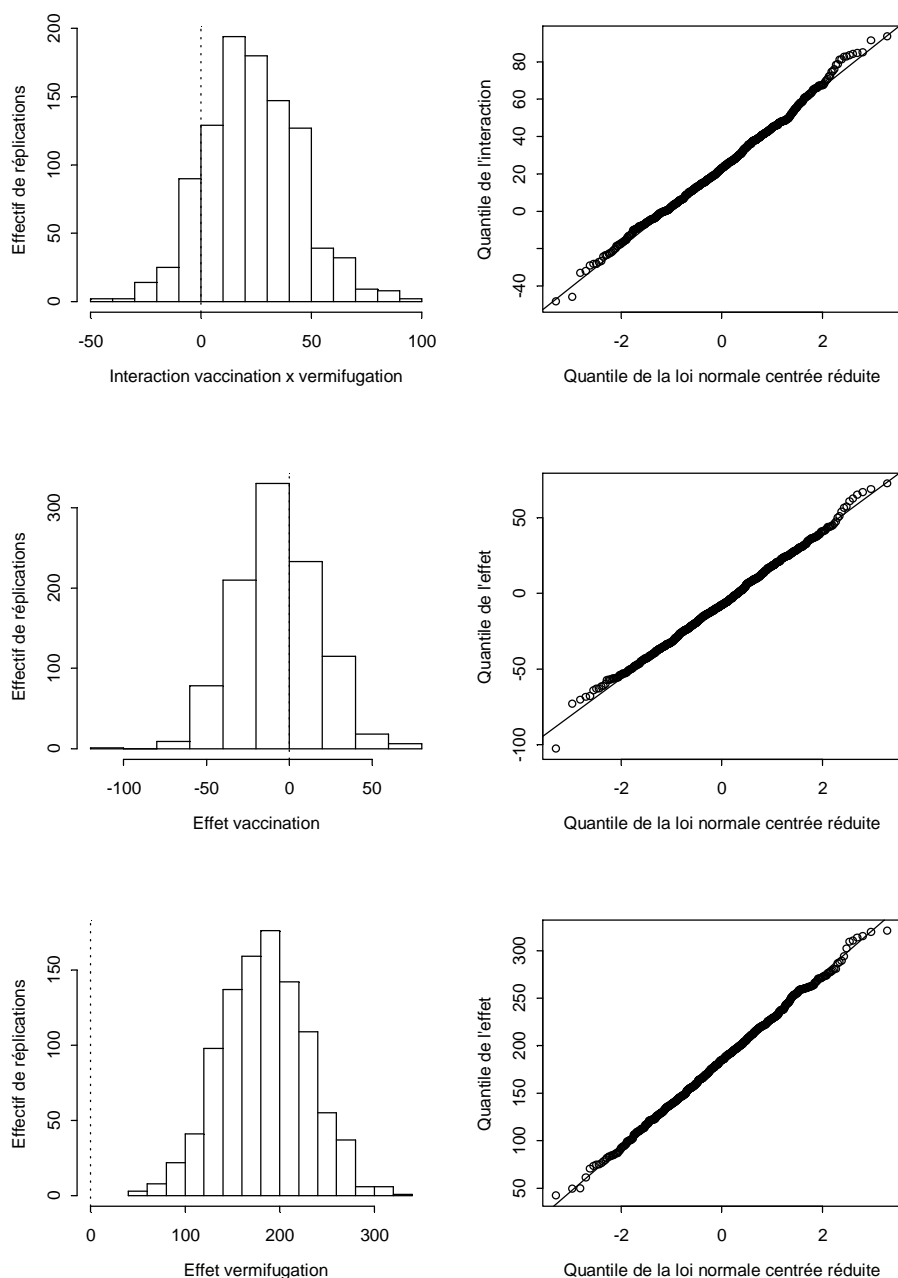


Figure 38 : Distributions bootstrap des estimateurs des effets des prophylaxies sur la productivité numérique annuelle des troupeaux ovins de Kolda en 1987. Ces distributions empiriques sont utilisées pour estimer les intervalles de confiance (IC) des effets estimés. Ci-dessus, seul l'effet « vermifugation » a été jugé significatif au risque 5 % car l'IC<sub>95%</sub> n'encadrerait pas la valeur 0. L'effet « vaccination » et l'interaction « vermifugation × vaccination » n'ont pas été significatifs. Source : [ACL19].

## 2<sup>ème</sup> exemple : Décomposition de la variabilité temporelle des effectifs d'animaux

L'existence de fluctuations saisonnières et interannuelles des effectifs d'animaux  $n(t)$  dans les troupeaux ovins a été reportée depuis longtemps (p. ex. Figure 24 au Sénégal). Cependant, peu d'informations ont été données sur la contribution respective des différents taux démographiques (reproduction, mortalité, exploitation et importation d'animaux) dans ces fluctuations.

La dynamique  $\{n(t)\}$  résulte de multiples variabilités saisonnières et interannuelles des taux démographiques, qu'il est impossible de décomposer sans utiliser de modèle démographique. J'ai montré dans mes travaux que le modèle périodique permettait ce type de décompositions. J'ai choisi d'illustrer l'approche sur la dynamique du cheptel de Louga ([Ma thèse], [ACL11]) car l'échantillon contenait beaucoup de troupeaux ayant tous été suivis sans discontinuité entre 1985-95. Les variations d'effectifs observées étaient donc uniquement dues à des phénomènes démographiques internes au cheptel et non à des entrées de nouveaux troupeaux dans l'échantillon ou, à l'opposé, à des départs de troupeaux.

### (i) Variabilité saisonnière

Pour décomposer la variabilité saisonnière, j'ai considéré le modèle périodique représentant conjointement les variations saisonnières et interannuelles :

$$x(t+1) = A(t) \times x(t)$$

où  $A(t)$  est la matrice annuelle de l'année  $(t, t+1)$ , avec :

$$A(t) = B_K(t) \times B_{K-I}(t) \times \dots \times B_2(t) \times B_1(t)$$

J'ai tout d'abord ajusté le modèle sur la période d'étude 1985-95 (Figure 35). J'ai ensuite resimulé la dynamique du cheptel en supprimant successivement la saisonnalité de chacun des taux considérés dans les matrices  $B_k(t)$  : par exemple une simulation correspond au cas où les taux de mise bas par phase sont supposés identiques toute l'année.

L'analyse graphique des résidus entre les prédictions dessaisonnées et les effectifs observés permet de hiérarchiser les contributions respectives des taux. L'analyse des résidus du cheptel mâle (Figure 39 ; les femelles ont présenté des résultats similaires) montrent clairement que les deux responsables de la variabilité saisonnière des effectifs à Louga sont les taux de fécondité (c.-à-d. taux de mise bas  $\times$  prolificité, ceci est détaillé plus loin) et les taux d'exploitation « nette » (exploitations diminuées des importations), ceci dans un même ordre de grandeur.

Chaque année, le déstockage des animaux lors de la fête de Tabaski a créé une dépression des effectifs entre mai-août qui s'est ensuite inversée progressivement en raison du pic de mise bas entre décembre-janvier. La mortalité a une contribution négligeable.

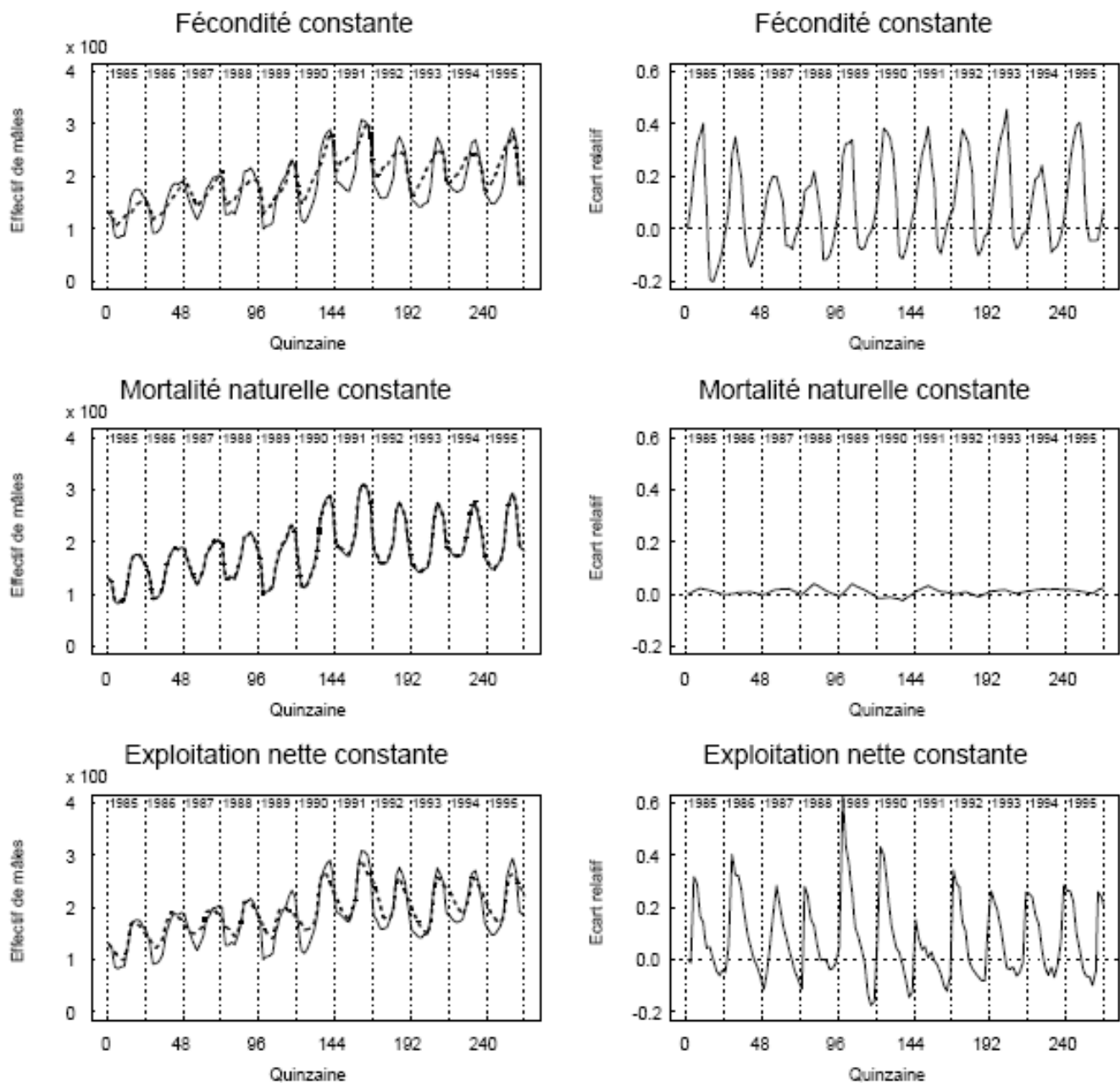


Figure 39 : Décomposition de la variabilité saisonnière entre fécondité, mortalité et exploitation nette (exploitation – importation) observée dans la dynamique du cheptel ovin de Louga entre 1985-95. Source : [Ma thèse].

(ii) Variabilité interannuelle

Pour décomposer la variabilité interannuelle, j'ai ajusté le même modèle périodique que précédemment, mais j'ai ensuite utilisé une approche plus analytique que l'analyse graphique. J'ai tout d'abord estimé la valeur propre dominante  $\lambda(t)$  de chaque matrice annuelle  $A(t)$ . Le taux  $\lambda(t)$  représente le taux de multiplication annuel qu'aurait le cheptel à long terme dans l'environnement constant  $A = A(t)$ . J'ai supposé que  $\lambda(t)$  représentait correctement le taux de multiplication annuel effectivement observé dans le cheptel  $m(t)$  :

$$m(t) = n(t+1) / n(t)$$

J'ai vérifié que  $\lambda(t)$  et  $m(t)$  étaient très corrélés et donc que  $\lambda(t)$  pouvait se substituer à  $m(t)$ . L'intérêt de cette substitution est que les variations interannuelles  $\Delta\lambda(t)$  peuvent être décomposées analytiquement en fonction des variations interannuelles  $\{\Delta\theta_i(t)\}$  des taux démographiques. Cette décomposition peut être obtenue par la méthode de linéarisation LTRE (« Life Table Response Experiments »), décrite par Caswell en 1989 et 1996 dans d'autres contextes que l'élevage ([178], [179]).

La méthode consiste à estimer des moyennes  $\lambda_{ref}$  et  $\theta_{ref}$  sur l'ensemble de la période d'étude puis les variations interannuelles  $\Delta\lambda(t)$  (par rapport à l'année moyenne) par :

$$\Delta\lambda(t) = \lambda(t) - \lambda_{ref}$$

Ces variations sont enfin décomposées par l'approximation :

$$\Delta\lambda(t) \approx \sum_i (\theta_i(t) - \theta_{ref,i}) \times (\partial\lambda / \partial\theta_i(t))$$

où  $\theta(t) = \{\theta_i(t)\}$  contient tous les paramètres des matrices  $B_1(t) \dots B_K(t)$ . Dans l'approximation ci-dessus, le terme :

$$(\theta_i(t) - \theta_{ref,i}) \times (\partial\lambda / \partial\theta_i(t))$$

estime la contribution du paramètre  $\theta_i(t)$  à la variation  $\Delta\lambda(t)$ . Cette contribution dépend de la variation du paramètre  $\theta_i$  et de la sensibilité de  $\lambda$  au paramètre  $\theta_i$ . Un paramètre peut donc avoir une forte contribution s'il varie beaucoup, si sensibilité à ce paramètre est élevée ou si les deux effets se cumulent.

Les contributions étant additives entre les paramètres, il est possible de sommer les contributions par types de paramètres, par exemple en regroupant l'ensemble des taux de reproduction, des taux de mortalité ou des taux d'exploitation. Le même principe peut s'appliquer à des regroupements de classes d'âge, de saisons, etc.

Le Tableau 13 présente un extrait des contributions estimées pour les variations interannuelles des troupeaux à Louga entre 1985-95. Les estimations ont indiqué que le taux d'exploitation nette a été globalement le facteur de variation le plus important dans cette période. Les contributions de l'exploitation nette ont été respectivement trois et six fois plus élevées en moyenne que celles de la mortalité et de la fécondité, même si certaines années la hiérarchie a été inversée : par exemple en 1986 où la baisse de la mortalité a contribué le plus à l'augmentation des effectifs.

La dynamique présentée en Figure 35 montre une stabilisation des effectifs d'animaux à partir de 1991, ainsi qu'une forte dépression en 1992. L'analyse LTRE a montré que l'exploitation nette avait également été le facteur principal de ces deux phénomènes. L'exploitation nette a en particulier représenté 93 % des contributions de la dépression observée en 1992. Une ré-analyse des

données a montré que cette dépression était liée à des sorties massives d'animaux des troupeaux, notamment de femelles reproductives par ventes et prêts. Les causes de ces sorties massives peuvent être variées (p. ex. liées à une crise économique ou à des mesures de protection contre une épidémie) mais je n'ai pas réussi à les identifier. Ces phénomènes ont eu lieu huit ans avant mon étude et je n'ai pu mettre en œuvre d'enquêtes rétrospectives sur ce sujet auprès des éleveurs qui avaient été suivis.

Bien qu'incomplets, les résultats obtenus dans le Tableau 13 illustrent l'intérêt des estimations LTRE dans l'étude de la variabilité interannuelle. Les contributions dominantes des taux d'exploitation aux variations interannuelles des effectifs d'ovins à Louga permettent par exemple de discuter certains modèles végétation-herbivores qui placent le lien biologique « alimentation – reproduction – mortalité » comme hypothèse centrale des variations interannuelles d'effectifs. Ce lien est certes important mais, *a contrario*, ne pas considérer l'exploitation comme un facteur de variations annuelles est difficilement justifiable.

Ce point engendre d'ailleurs une difficulté majeure dans les études de prospectives démographiques, notamment celles sur la croissance des cheptels. Le taux d'exploitation a un fort effet sur la dynamique, mais il est très difficile, en raison des multiples déterminants possibles, de prédire les taux d'exploitation qui seront appliqués au fil des ans. Cette difficulté limite beaucoup la capacité de « prédiction » des modèles dans le sens de Caswell ([15] p.30) : prédiction de ce qu'il va se passer effectivement, et non simplement de ce qu'il se passerait sous certaines hypothèses. Cela oblige, dans la majorité des cas, à se contenter de « projections sous scénarios ».

Dans ce mémoire, je n'ai présenté la méthode LTRE que pour des décompositions des variations du taux de multiplication  $\Delta\lambda(t)$  mais la méthode peut bien sûr être appliquée pour toutes sortes de variabilités. Je l'ai par exemple appliquée à la décomposition des gains de productivités obtenus dans les troupeaux d'ovins de Kolda après vermifugation des animaux ([Ma thèse]).

Nous l'avons également utilisé dans le DEA de N. Bossu ([296]) sur décomposer la variabilité interannuelle de la productivité annuelle  $\lambda_{max}$  des troupeaux ovins à Louga (années 1985-95). L'étude a consisté à décomposer les variations  $\Delta\lambda_{max}(t)$  en fonction des taux de reproduction et de mortalité, puis de croiser ces variations avec un indicateur de disponible annuel en fourrage naturel (index satellitaire NDVI « Normalized Difference Vegetation Index »). Cette étude préliminaire a donné des résultats mitigés par rapport aux hypothèses que nous avons présumées. Par exemple, nous n'avons pas observé de corrélation entre les variations  $\Delta\lambda_{max}(t)$  et celles du NDVI.

Une explication possible est que les composantes des productivités, influencées par des facteurs variés, peuvent se contrebalancer et ainsi masquer certaines corrélations entre les ressources alimentaires disponibles et les performances animales. Par exemple, une année peut être bonne en termes de reproduction, en raison de pluviométrie et de ressources favorables, mais mauvaise en termes de mortalité (en raison du passage d'une épidémie, du développement parasitaire plus important, etc.), engendrant au final une productivité  $\lambda_{max}(t)$  faible ou moyenne.

Cette faible corrélation pourrait également provenir de biais issus des simplifications effectuées dans notre étude, au niveau des choix de modélisation et de l'analyse des données mise en œuvre. Nous avons utilisé un MM-âge et nous avons estimé pour chaque année des paramètres moyens (constants sur l'année considérée) qui ont ensuite été utilisés pour estimer la productivité annuelle  $\lambda_{max}(t)$ . Les productivités globales annuelles  $\lambda_{max}(t)$  ont finalement été comparées aux NDVI annuels. Il faudrait vraisemblablement affiner les analyses, par exemple en utilisant un MM-imb périodique permettant de mieux modéliser la relation entre les ressources disponibles et la reproduction à une échelle mensuelle. Ceci dans le même esprit que l'étude de Blackburn & Cartwright [286] réalisée avec un modèle ovien TAMU.



Tableau 13 : Contributions LTRE (colonne « Approx. ») estimées pour les variations interannuelles du taux de multiplication annuel (par rapport au taux moyen ; colonne «  $\lambda_t - \lambda_{ref}$  ») du cheptel ovin de Louga entre 1985-1995. Les contributions ont été cumulées par types de paramètres : « Féc. » = taux de mise bas  $\times$  taux de prolificité nette, « Mort. » = taux de mortalité, « Expl. » = taux d'exploitation, « Imp. » = taux d'importation, « Cens. » : taux de censures (perdus de vue pour causes inconnues). Source : [Ma thèse], [ACL11].

Campagne	$\lambda_t - \lambda_{ref}$	Approx.	Féc.	Mort.	Expl.	Imp.	Cens.
1985	0.0660	0.0676	-0.0054	0.0041	0.0405	0.0229	0.0055
<b>1986</b>	<b>0.1415</b>	<b>0.1455</b>	<b>-0.0069</b>	<b>0.0784</b>	<b>0.1261</b>	<b>-0.0778</b>	<b>0.0257</b>
1987	0.0130	0.0126	-0.0244	0.0054	0.0442	-0.0008	-0.0118
1988	-0.0846	-0.0808	0.0024	-0.0225	-0.1173	0.0572	-0.0006
1989	0.0602	0.0617	-0.0108	0.0000	0.0373	0.0117	0.0235
<b>1990</b>	<b>0.1447</b>	<b>0.1513</b>	<b>0.0249</b>	<b>0.0142</b>	<b>0.0499</b>	<b>0.0382</b>	<b>0.0241</b>
1991	0.0322	0.0322	0.0026	-0.0128	0.0383	0.0139	-0.0098
<b>1992</b>	<b>-0.2164</b>	<b>-0.1915</b>	<b>-0.0055</b>	<b>0.0060</b>	<b>-0.1017</b>	<b>-0.0825</b>	<b>-0.0078</b>
1993	0.0836	0.0835	0.0212	0.0128	-0.0211	0.0897	-0.0161
1994	-0.0850	-0.0839	-0.0042	-0.0563	-0.0397	-0.0012	0.0174
1995	-0.0953	-0.0922	0.0073	-0.0156	0.0031	-0.0462	-0.0409

## 6.2. Un cadre méthodologique d'estimation des taux démographiques

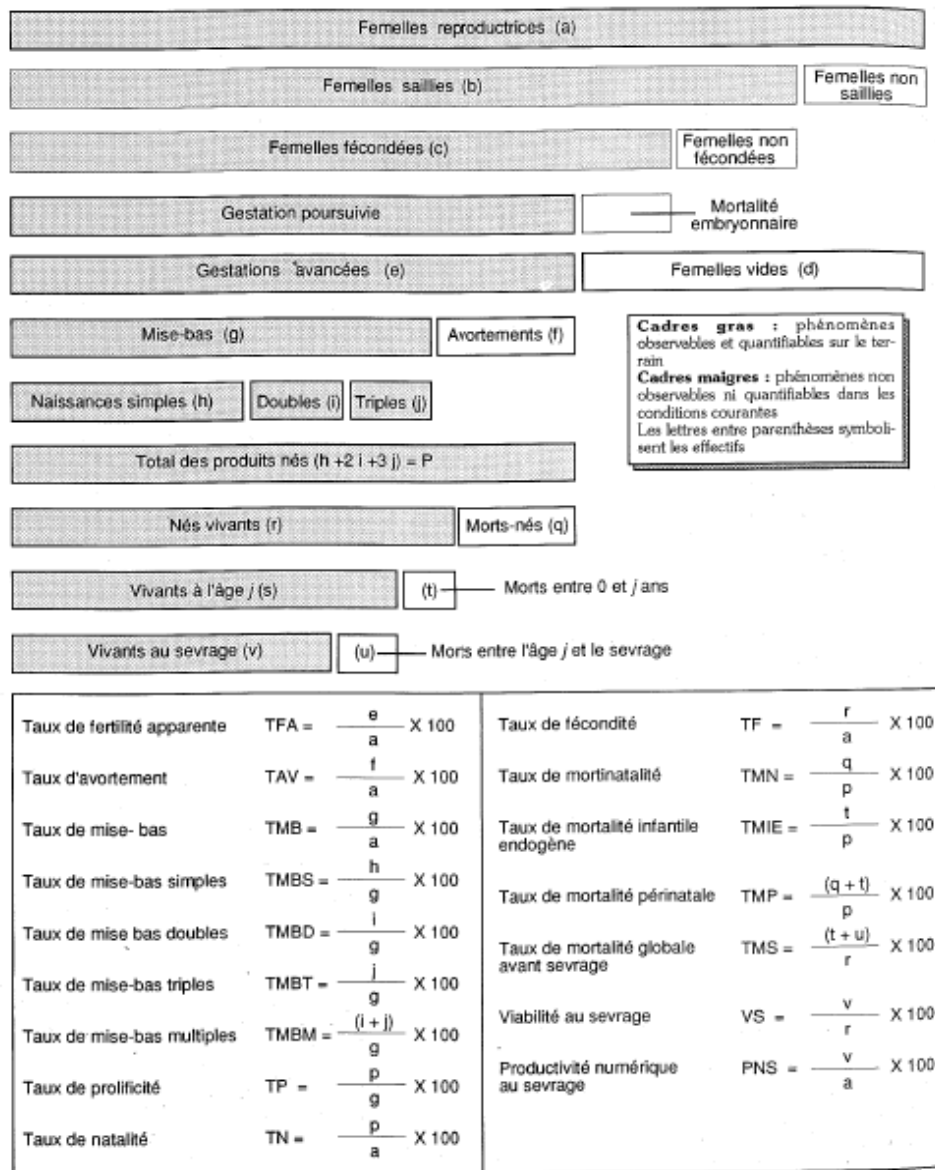
Cette section synthétise le cadre général que j'ai proposé pour l'estimation des paramètres des modèles MM-âge. Ce cadre a été décrit dans plusieurs documents collectifs : deux livres numériques ([OS1-2]) et deux articles ([ACL4-5]).

### 6.2.1. Définitions des taux et estimations

Parallèlement à mes travaux sur les modèles matriciels, Il m'a semblé important de clarifier la définition des taux démographiques et les méthodes d'estimation. La première étape de cette activité a été d'établir une « liste de référence » de taux qui d'une part répondait aux besoins des modèles MM-âge et d'autre part était opérationnelle pour décrire les performances des élevages villageois.

Pour établir cette liste, je me suis appuyé sur deux schémas conceptuels proposés respectivement par Landais & Sissokho en 1986 ([140]) et Lhoste *et al.* en 1993 ([22]) (Figure 40). J'ai légèrement simplifié le premier schéma pour la reproduction et complété le second schéma pour les exploitations et les importations d'animaux (Figure 41). Sur la base de ce schéma, j'ai ensuite défini huit taux de base (Tableau 14) et trois taux synthétiques (Tableau 15). D'autres schémas conceptuels avaient été proposés par l'ILCA en 1990, mais certaines composantes étaient ambiguës : par exemple le schéma ne distinguait pas clairement les avortements des mort-nés.

(a)



(b)

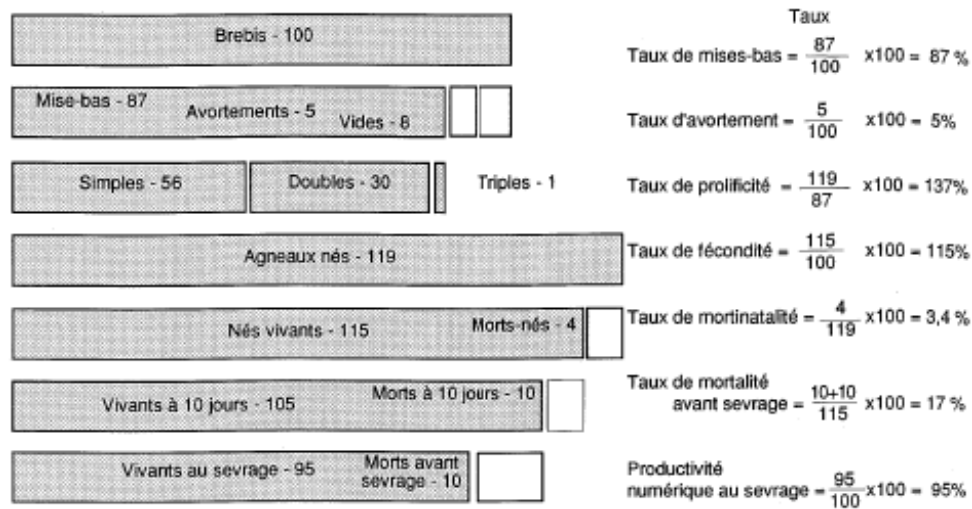


Figure 40 : Schémas conceptuels décomposant le taux de productivité numérique au sevrage dans les troupeaux des systèmes traditionnels. (a) Schéma de Landais & Sissokho en 1986, et (b) Schéma de Lhoste et al. en 1993. Sources : respectivement [140] et [22].

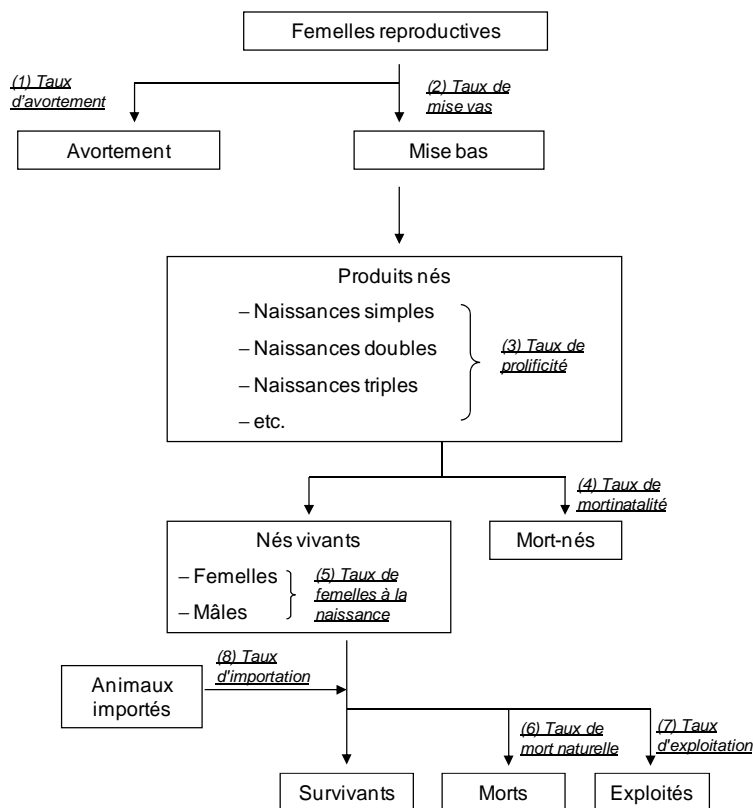


Figure 41 : Schéma conceptuel que j'ai retenu pour la définition des taux démographiques des cheptels des systèmes traditionnels dans un modèle MM-âge. Sources : [OS1-2].

Tableau 14 : Taux démographiques de base définis pour les cheptels des systèmes traditionnels et construits d'après le schéma conceptuel de la Figure 41. Les taux sont définis pour une période de temps et une catégorie d'animaux (sexe, classe d'âge, etc.). Sources : [OSI-2].

Taux naturel	Définition
(1) Taux de mise bas <sup>a</sup>	Probabilité ou taux instantané <sup>b</sup> qu'une femelle ait une mise bas
(2) Taux d'avortement <sup>c</sup>	Probabilité ou taux instantané qu'une femelle ait un avortement
(3) Taux de prolificité	Nb. moyen de produits (nés vivants + mort-nés) par mise bas
(4) Taux de mortinatalité <sup>d</sup>	Probabilité qu'un produit soit mort-né
(5) Taux de femelles à la naissance	Probabilité qu'un produit né vivant soit une femelle
(6) Taux de mort naturelle <sup>e</sup>	Probabilité ou taux instantané qu'un animal meure de mort naturelle durant une période de temps donnée
Taux de gestion	Définition
(7) Taux d'exploitation	Probabilité ou taux instantané qu'un animal soit exploité (abattage <sup>f</sup> , vente, prêt, don, etc.)
(8) Taux d'importation	Probabilité ou taux instantané qu'un animal soit importé (achat, prêt, don, etc.)

<sup>a</sup> J'ai volontairement évité le terme de taux de fertilité car la fertilité peut avoir des sens très variés dans la bibliographie (p. ex. [243]).

<sup>b</sup> *Hazard rate* en anglais.

<sup>c</sup> Un avortement est une gestation qui n'a pas été à son terme et qui a engendré un produit non viable.

<sup>d</sup> Les morts nés ne sont pas inclus dans la mortalité. La mortalité ne concerne que les produits nés vivants.

<sup>e</sup> La mortalité naturelle correspond à toutes les causes de mort excepté les abattages. Les abattages d'urgence en raison d'accidents ou de maladies sont considérés comme des exploitations et non des mortalités.

<sup>f</sup> A l'intérieur de la ferme.

Tableau 15 : Taux démographiques synthétiques calculés d'après les taux de base définis dans le Tableau 14. Sources : [OSI-2].

Nom	Définition
Taux de prolificité nette	Nb. moyen de produits nés vivants par mise bas, calculé directement ou par : Taux de prolificité $\times$ (1 - Taux de mortinatalité)
Taux de fécondité	Nb. moyen de produits (nés vivants + mort-nés) par femelle reproductrice <sup>a</sup> et par an, calculé directement ou par : Taux de mise bas $\times$ Taux de prolificité
Taux de fécondité nette	Nb. moyen de produits nés vivants par femelle reproductrice et par an : Taux de mise bas $\times$ Taux de prolificité nette

<sup>a</sup> Dans les modèles MM-âge, une femelle est considérée comme "reproductrice" quand elle dépasse un certain âge.

Dans la littérature, les formules d'estimation de ces taux étaient souvent présentées de manière empirique (p. ex. Tableau 16 pour le taux de mortalité). J'ai donc cherché à replacer ces formules dans un cadre théorique. Dans cette démarche, je me suis placé dans le cadre des « données groupées », bien adapté pour les modèles matriciels.

Le principe des données groupées est le suivant. Pour un intervalle de temps  $(t, t+1)$  et une catégorie d'animaux (sexe, classe d'âge, etc.) quelconques, les données groupées servant à l'estimation d'un taux d'occurrence sont de type :

$$\{n, T, m\}$$

où  $n$  représente l'effectif d'animaux en début d'intervalle,  $T$  le temps de présence total de ces animaux dans l'intervalle et  $m$  l'effectif d'événements (p. ex. mises bas, morts, etc.) survenus dans l'intervalle.

La construction des triplets  $\{n, T, m\}$  pose certaines difficultés pour les espèces à reproduction non synchrones. Avant de présenter différentes techniques de construction des triplets, je présente les modèles statistiques d'estimation que j'ai considérés.

Tableau 16 : Exemples de définitions de taux de mortalité rencontrées dans la littérature.

Source	Définition
[153]	Effectif de morts / effectif exposé. Le taux de mortalité est la fréquence des décès, le pourcentage d'animaux morts pendant un temps donné (une année par exemple) par rapport à l'effectif moyen de la classe d'âge considérée. Le quotient de mortalité est le pourcentage d'animaux morts dans l'année par rapport à l'effectif de la classe d'âge en début d'année.
[153],[312]	Effectif de morts depuis un an / Effectif moyen d'animaux au cours de l'année.
[108]	The death rate has been calculated as the number of deaths expressed as a percentage of the initial number of animals in the herds plus any increments in the form of births or purchases.
[263]	Taux annuel de mortalité (global troupeau ou classe d'âge) = $M / (I - 0.5 \times E) * 100$ , avec $M$ = nb. morts dans l'année, $I$ = nb. animaux en début d'année, $E$ = nb. sorties du troupeau dans l'année.
[313]	The mortality risk is the probability of an animal dying during a specified time period.

## Modèles statistiques

J'ai considéré deux paramètres statistiques distincts pour les taux d'occurrence : la probabilité  $p$  et le taux instantané  $h$ . Chacun de ces paramètres correspond à un modèle probabiliste particulier : le modèle binomial et le modèle de Poisson. Ci-dessous, j'illustre la distinction entre  $p$  et  $h$  en prenant l'exemple du triplet  $\{n, T, m\}$  pour la mortalité.

Dans le modèle binomial, chaque animal présent en début d'intervalle de temps est supposé avoir la même probabilité  $p$  de mourir dans l'intervalle. Pour  $n$  animaux initiaux, la probabilité d'observer  $m$  morts est :

$$P(X = m) = C_n^m p^m (1 - p)^{n-m}$$

L'effectif moyen de morts attendu dans l'intervalle est  $\mu = n \times p$ . La probabilité  $p$  est bornée entre 0 et 1, et son estimateur MV sous le modèle binomial est :  $p = m / n$ .

Le modèle de Poisson peut être obtenu en décomposant l'intervalle de temps en un grand nombre de petits sous-intervalles  $(t, t+\delta t)$  (p. ex.  $\delta t = 1$  jour). Pour chaque sous-intervalle, les animaux présents au temps  $t$  sont supposés avoir une probabilité  $\pi$  de mourir avant  $t+\delta t$  ( $\pi$  a une valeur faible car  $\delta t$  est petit, et est supposée identique sur tout l'intervalle). L'effectif total de morts

$m$  dans l'intervalle est alors engendré par la somme des lois de Bernoulli  $B(\pi)$  sur l'ensemble des sous-intervalles et des animaux présents en début des sous-intervalles (ce qui correspond à  $T$  unités de présence animale). La probabilité d'observer cet effectif est (p. ex. [314] p.33-36) :

$$P(X = m) = \exp(-\nu) \frac{\nu^m}{m!}$$

qui correspond à la définition de la loi de Poisson  $P(\nu)$ . Le paramètre  $\nu$  correspond à l'effectif moyen de morts attendu dans l'intervalle et peut être exprimé par :

$$\nu = h \times T$$

où  $h$  est appelé taux instantané de mort et correspond à l'effectif de morts attendu par unité de temps de présence des animaux dans l'intervalle. Le taux  $h$  peut prendre des valeurs entre 0 et  $+\infty$  et s'exprime par unité de temps (p. ex. /année, /mois ou /jour). L'estimateur MV de  $h$  sous le modèle de Poisson est :  $h = m / T$ .

En remarque, j'ai montré que le modèle de Poisson permettait de justifier la formule empirique utilisant l'effectif moyen d'animaux présents dans le troupeau comme dénominateur du taux de mortalité (ou d'autres événements). En supposant que les morts surviennent en milieu d'intervalle (comme dans les méthodes des tables de vie, [315], [316]), le temps de présence des animaux dans l'intervalle est approximativement :

$$T = (n - m) \times 1 + m \times 1/2$$

ce qui peut s'écrire :

$$T = (n + n_{fin}) / 2$$

où  $n_{fin} = n - m$  est l'effectif d'animaux survivants en fin d'intervalle. L'utilisation d'effectifs moyens comme dénominateurs engendre donc des taux  $h$  (et non des probabilités  $p$  comme cela est souvent rencontré dans les études).

Le taux instantané  $h$  peut également être défini à partir de la « fonction de risque » utilisée dans les méthodes d'analyse de survie (p. ex. [51], [317], [318]) :

$$h(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0+} \frac{P(t \leq X < t + \delta t \mid X \geq t)}{\delta t}$$

où  $P(t \leq X < t + \delta t \mid X \geq t)$  est la probabilité de mort avant le temps  $t + \delta t$  pour un animal ayant survécu jusqu'au temps  $t$ . En supposant constante cette fonction dans l'intervalle, son intégration permet d'obtenir une relation entre  $p$  et  $h$  :

$$p = 1 - \exp(-h)$$

Deux résultats en découlent :  $p$  est toujours inférieure ou égale à  $h$ , et  $p \approx h$  lorsque  $h$  est petit (en pratique  $h < 0.1$ ).

En synthèse pour les modèles matriciels, le modélisateur a le choix d'estimer  $p$  ou  $h$  (puisque l'on peut passer de l'un à l'autre) mais les estimateurs doivent être utilisés à bon escient. Par exemple, définir une probabilité de survie dans la matrice de projection  $A$  par  $s = 1 - h$  n'est pas valide (la bonne expression est  $s = \exp(-h)$ ), sauf lorsque  $h$  est suffisamment petit. Le Tableau 17 illustre la distinction d'interprétation des taux  $p$  et  $h$ .

Tableau 17 : Calcul de l'effectif attendu de morts dans une année pour 100 animaux initiaux en fonction de taux  $p$  et  $h$ . Le tableau présente le calcul pour deux situations hypothétiques différentes : (a) Suivi journalier d'une cohorte d'animaux dans laquelle les animaux morts ne sont pas renouvelés, (b) Suivi journalier d'un troupeau dans lequel chaque mort est renouvelée instantanément (par des naissances, achats, etc. ; le troupeau a donc une taille constante toute l'année). Dans les deux situations, on suppose un taux instantané annuel de  $h_a = 0.25/\text{an}$ . Sur une base journalière, ce taux est  $h_j = 0.25/365 \approx 0.00068/\text{jour}$ . Comme cette valeur est très petite, la probabilité journalière de mort est  $p_j \approx h_j \approx 0.00068$ . Source : [OS2].

(a) Cohorte (sans renouvellement)	(b) Troupeau (taille constante)
<p>D'après la probabilité <math>p_j = 0.00068</math>, l'effectif de morts pour chaque jour de l'année est :</p> <p>Jour 1: <math>100 \times 0.00068</math> mort</p> <p>Jour 2: <math>100 \times (1 - 0.00068) \times 0.00068</math> mort</p> <p>Jour 3: <math>100 \times (1 - 0.00068)^2 \times 0.00068</math> mort</p> <p>etc.</p> <p>La somme des morts sur les 365 jours de l'année est égale à 22.1. Cette valeur pouvait être obtenue directement par :</p> $100 \times p_a = 100 \times (1 - \exp(-h_a)) = 22.1$	<p>D'après la probabilité <math>p_j = 0.00068</math>, l'effectif de morts pour chaque jour de l'année est :</p> <p>Jour 1: <math>100 \times 0.00068</math> mort</p> <p>Jour 2: <math>100 \times 0.00068</math> mort</p> <p>Jour 3: <math>100 \times 0.00068</math> mort</p> <p>etc.</p> <p>La somme des morts sur les 365 jours de l'année est égale à 25.0. Cette valeur pouvait être obtenue directement par :</p> $100 \times h_a = 25.0$

En présence de facteurs de variation, les taux  $p$  et  $h$  peuvent être estimés à l'aide des modèles linéaires généralisés ([50], [52], [319], [320]). Dans ces modèles, la réponse  $y$  (par exemple la proportion ou l'effectif d'animaux morts) est supposée suivre une loi de famille exponentielle. La moyenne  $E[y]$  de cette réponse est modélisée à l'aide « d'une fonction de lien »  $g$  (en général non linéaire) :

$$g(E[y]) = X \times b$$

où  $X$  représente une matrice plan (facteurs de variation), et  $b$  le vecteur des paramètres (effets des facteurs) estimé par MV.

Dans mes travaux, j'ai utilisé la fonction de lien log-log complémentaire pour l'estimation de  $p$  ([317], [321]), correspondant à une version « temps discret » du modèle non paramétrique de Cox ([322]) en temps continu ([321], [Ma thèse]). Par exemple, pour tester un effet sexe ( $f$  et  $m$ ), le modèle log-log complémentaire s'écrit :

$$\log(-\log(1 - p_f)) = b_0$$

$$\log(-\log(1 - p_m)) = b_0 + b_1$$

où  $b_0$  représente un effet moyen commun aux deux sexes and  $b_1$  l'effet mâle.

Pour  $h$ , j'ai utilisé le modèle log-linéaire ([52], [323], [324]). En reprenant l'exemple précédent, ce modèle s'écrit :

$$\log(v_f) = b_0 + \log T_f$$

$$\log(v_f) = b_0 + b_1 + \log T_m$$

où  $\log T_j$  pour le sexe  $j$  est considéré comme une constante connue et non aléatoire (appelée *offset* en anglais). Une fois  $v_j$  estimé, le taux instantané est estimé par  $h_j = v_j / T_j$ .

### Groupement des données démographiques

L'étalement des naissances en cours d'année, observé dans les cheptels domestiques tropicaux, implique différentes approches possibles pour construire les triplets  $\{n, T, m\}$ . La difficulté est que ces approches induisent des interprétations différentes et des confusions fréquentes. Il m'a semblé important de mieux documenter ces approches et également de développer des outils facilitant cette étape (ce dernier point est présenté dans la prochaine section). Landais & Sissokho en 1986 ([140]) avaient déjà introduit les approches de groupement des données en zootechnie tropicale, en considérant un pas de temps annuel. J'ai approfondi ces approches et je les ai replacées dans un cadre d'analyse plus global, notamment pour l'estimation des paramètres de modèles périodiques.

J'ai utilisé des concepts développés pour la démographie humaine et notamment le « diagramme de Lexis ». Ce diagramme permet de visualiser trois informations simultanément : la date de naissance de l'individu, son âge et le temps. Il représente des « lignes de vie » dans le plan temps  $\times$  âge, allant de l'entrée des individus dans la population jusqu'à leur sortie (Figure 42). La paternité du diagramme de Lexis est multiple ([325]) avec des contributions initiales importantes de démographes allemands (Karl Becker et Wilhelm Lexis) et néerlandais (Abraham Verweij) à la fin du 19<sup>ème</sup> siècle, puis plus récemment du démographe français Roland Pressat ([326], [327]).

Le groupement des données d'une cohorte s'effectue en segmentant les histoires de vies des animaux par rapport à des cellules démographiques « temps  $\times$  âge », définies soit en âges exacts soit en âges révolus. Dans le premier cas, les cellules sont des losanges dont la base est horizontale, et dans le second cas des losanges (ou un triangle pour la première cellule) dont la base est verticale (Figure 43). Après la segmentation, l'agrégation des données individuelles par cellules, ou par groupes de cellules, engendre les triplets  $\{n, T, m\}$  (Tableau 18). Ces triplets peuvent ensuite être utilisés pour estimer les taux  $p$  et  $h$ .

Les taux des cellules horizontales et verticales ont des interprétations différentes. Par exemple, le taux estimé dans la cellule horizontale « 0 » du Tableau 18 représente la mortalité des animaux entre les âges 0 et 365 jours, alors que celui estimé dans la cellule verticale « 0 » représente la mortalité entre le début et la fin d'année des animaux nés d'ans l'année. Cette première cellule verticale porte souvent à confusion. Elle peut être interprétée à tort comme représentant le devenir des juvéniles ([194]) alors qu'elle n'en représente qu'une partie tronquée.



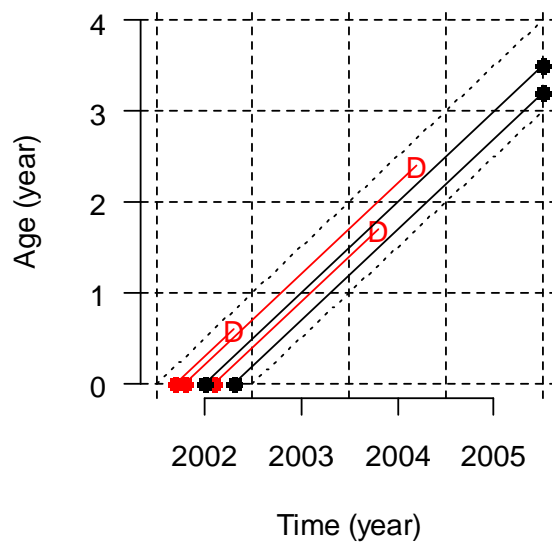


Figure 42: Diagramme de Lexis d'une cohorte d'animaux nés en 2002, suivie jusqu'à fin 2005. Trois des cinq animaux de la cohorte sont morts (« D », lignes de vie en rouge) avant la fin du suivi. Source : [OS2].

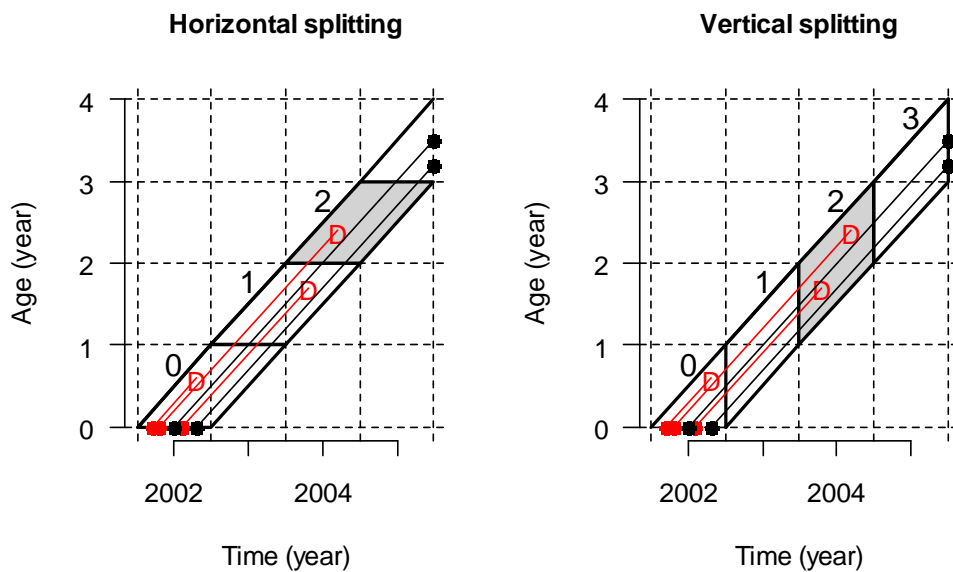


Figure 43: Segmentation de la cohorte 2002 en cellules démographiques annuelles. A gauche : Segmentation par âges exacts. A droite : Segmentation par âges révolus. Source : [OS2].

Tableau 18 : Données groupées pour l'estimation des taux de mortalité correspondant aux segmentations en cellules démographiques annuelles horizontales et verticales de la Figure 43 ( $n$ : nb. animaux présents en début de cellule;  $T$ : temps total de présence des animaux dans la cellule ;  $m$ : nb. morts dans la cellule). Source : [OS2].

Cellule	Type de segmentation					
	Age exact			Age révolu		
	$n$	$T$ (année)	$m$	$n$	$T$ (année)	$m$
0	5	4.6	1	5	2.2	1
1	4	3.6	1	4	4.0	0
2	3	2.3	1	4	2.9	2
3	–	–	–	2	2.0	0

La segmentation complète d'une cohorte, de la naissance jusqu'à l'âge maximal des animaux, nécessite de disposer de suivis démographiques de longues durées, ce qui est rare pour les élevages traditionnels. J'ai donc proposé, pour l'analyse des données de suivis de troupeaux, de réaliser des segmentations en « colonnes » (Figure 44).

Chaque colonne constitue ce qui est parfois appelé une « pseudo-cohorte », notamment en démographie humaine ou en halieutique. Une pseudo-cohorte est composée d'une juxtaposition de cellules provenant de cohortes différentes. En absence de données longitudinales suffisantes, les variations des taux avec l'âge des animaux (c.-à-d. le long de la pseudo-cohorte) sont supposées représentatives de celles qui auraient été obtenues sur une vraie cohorte, en négligeant les variations temporelles des taux. Dans mes travaux, j'ai montré que la segmentation en colonnes successives, comme les trois colonnes présentées en Figure 44, était une approche très flexible pour estimer l'effet des interactions temps  $\times$  âge sur les taux démographiques ([OS2]).

J'ai également montré l'intérêt des segmentations en petites cellules (semaines, quinzaines, mois, etc.) pour avoir plus de finesse dans l'estimation des taux (Figure 45). Elles permettent également de limiter l'effet des risques compétitifs (décrits plus loin) : la réduction de la taille des cellules diminue la valeur des taux dans les cellules et ainsi les interférences statistiques entre les taux.

Un autre avantage est de pouvoir reconstruire n'importe quelle forme dans le diagramme de Lexis, par exemple des carrés croisant perpendiculairement le temps et l'âge (Figure 46 et Figure 47). Ceci est particulièrement intéressant lorsqu'on ne dispose que d'une année de données. Les segmentations fines ont enfin des applications directes dans l'estimation des matrices  $B_k$  ou  $B_k(t)$  des modèles périodiques en environnement constant ou variable.

Enfin, j'ai souligné que le choix entre une segmentation verticale ou horizontale dépendait du contexte et des objectifs de l'étude. L'approche naturelle pour les modèles matriciels est d'estimer des taux par cellules verticales (le cheptel  $x$  est projeté d'un temps  $t$  à un temps  $t+1$ ) et donc de raisonner en âges révolus. L'âge révolu est cependant souvent peu pertinent dans les études zootechniques, surtout s'il s'agit de segmentations annuelles, car il regroupe des animaux très hétérogènes. Il vaut alors mieux raisonner en âges exacts et donc effectuer des segmentations horizontales.

Lorsque les données le permettent, les segmentations fines sont à privilégier. En remarque, pour des segmentations de durées inférieures à 1mois, les estimations obtenues d'après des cellules verticales ou horizontales deviennent très proches.

Le choix de segmentation peut également dépendre des données disponibles. Les suivis individuels permettent de réaliser toutes les segmentations possibles, alors que les enquêtes rétrospectives sont beaucoup plus contraignantes.

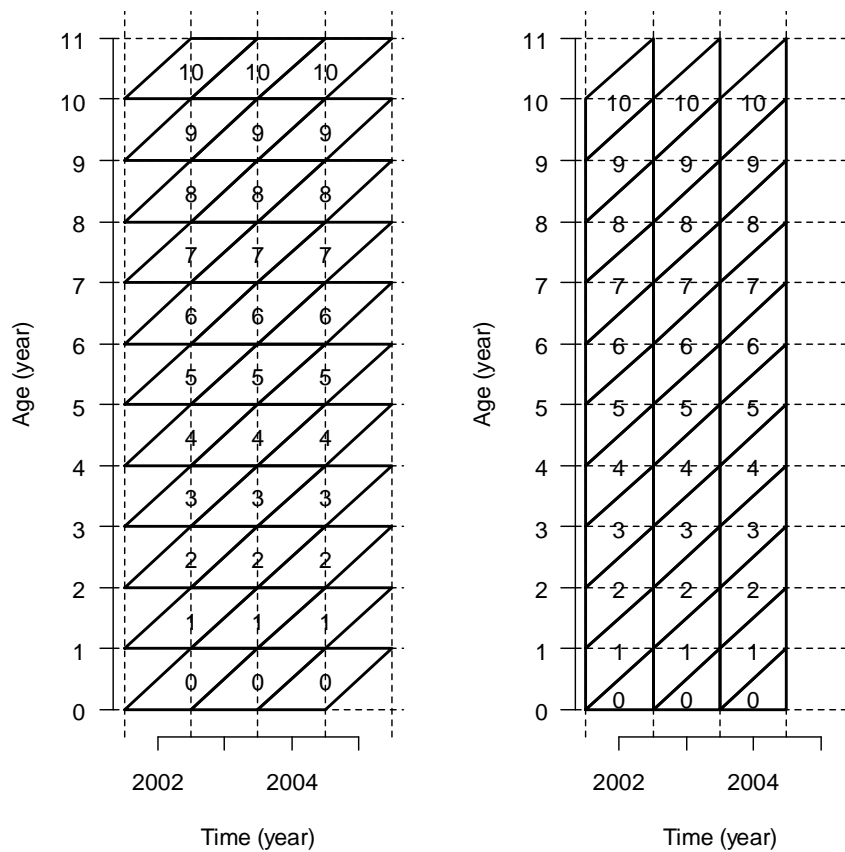


Figure 44: Juxtaposition de trois pseudo-cohortes annuelles (2002-2004). A gauche : Cellules démographiques horizontales. A droite : Cellules démographiques verticales. Source : [OS2].

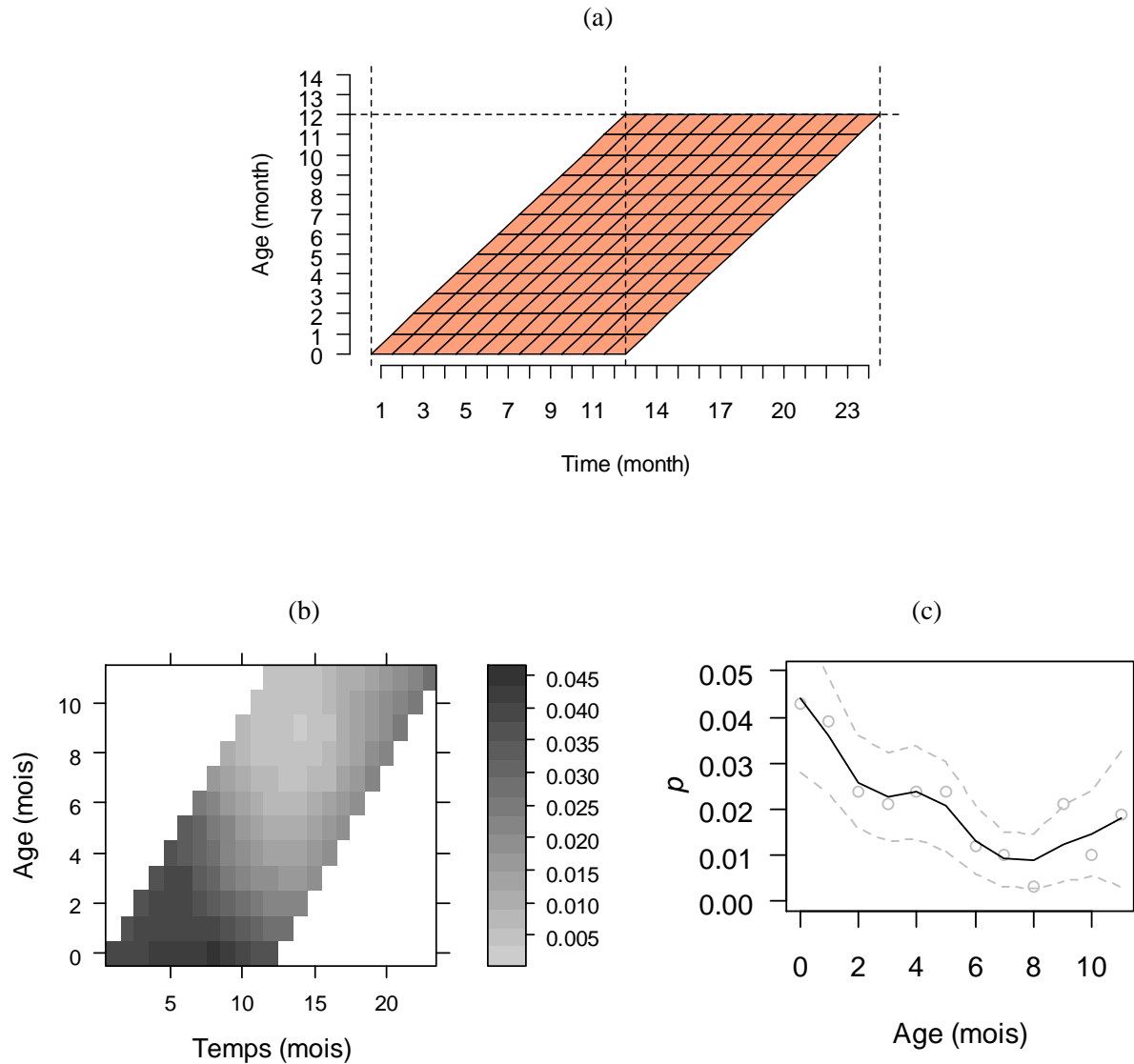


Figure 45: Segmentation horizontale d'une cohorte annuelle entre les âges exacts 0 et 1 an. (a) Cellule annuelle segmentée en  $12 \times 12 = 144$  cellules démographiques mensuelles. (b) Estimation des taux de mortalité  $p$  dans les cellules mensuelles. (c) Variation du taux de mortalité entre 0 et 1 an (moyenne marginale des cellules mensuelles précédentes, après agrégation sur le temps). Les taux mensuels permettent ensuite de ré-estimer un taux de mortalité annuel en éliminant les interférences statistiques dues aux autres causes de disparition des animaux (p. ex. les exploitations). Source : [OS2].

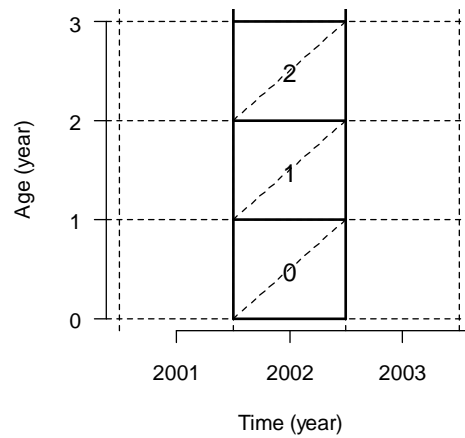


Figure 46: Segmentation annuelle obtenue en croissant perpendiculairement le temps et l'âge des animaux. Les cellules démographiques sont ici des carrés : chaque cellule contient les données de deux cohortes successives, correspondant respectivement au triangle inférieur et au triangle supérieur du carré. Source : [OS2].

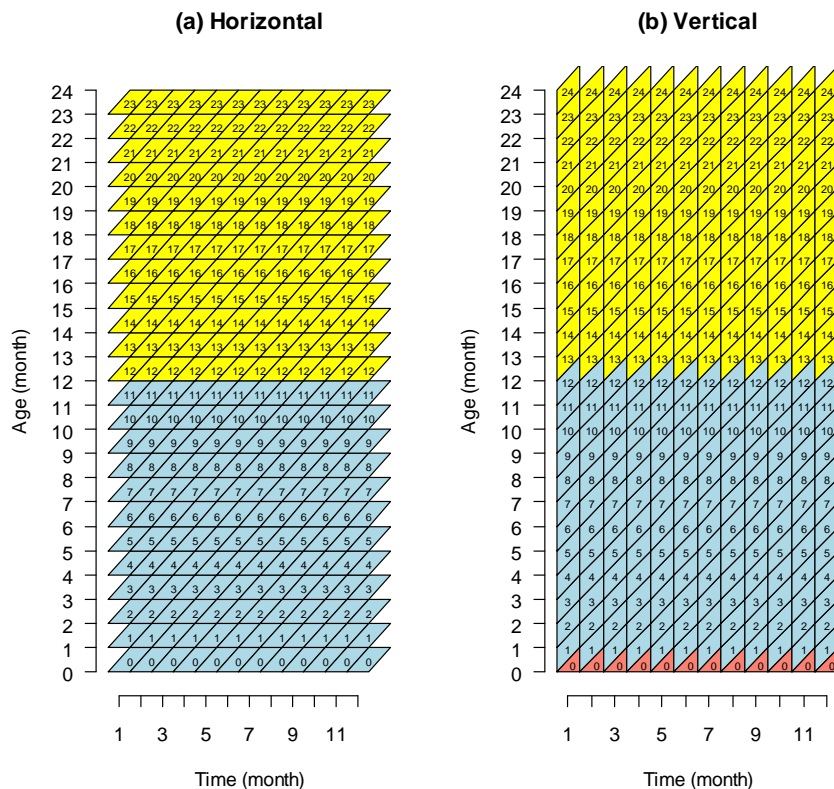


Figure 47 : Segmentations en pseudo-cohortes mensuelles (entre les âges 0 et 2 ans) d'une colonne annuelle. La séparation entre les cellules démographiques bleues et jaunes représente l'approximation de cellules annuelles telles que celles présentées dans la Figure 46. Source : [OS2].

## 6.2.2. Modélisation des interférences entre paramètres

Deux paramètres démographiques interfèrent lorsque la valeur de l'un dépend de la valeur de l'autre. Ceci survient lorsque les événements correspondant aux deux paramètres sont « compétitifs », c'est-à-dire que les deux événements peuvent survenir à tout moment et que l'occurrence du premier événement empêche celle du second, ou vice-versa. Comme indiqué précédemment dans le mémoire, un cas usuel d'interférence dans les troupeaux est l'effet de l'exploitation sur le taux de mortalité : la mortalité d'un animal ne peut être observée si cet animal est exploité avant sa mort. On parle alors de donnée « censurée » pour l'étude de la mortalité. Les interférences ne se limitent pas à la mortalité à l'exploitation. Par exemple, les sorties d'animaux (toutes causes confondues) interfèrent avec le taux de mise bas.

Les interférences compliquent les estimations des taux démographiques et leur utilisation dans les modèles matriciels. Nous avons vu notamment que définir une probabilité de survie dans la matrice  $A$  par :

$$s = 1 - p_m - p_e$$

(avec  $p_m$  et  $p_e$  les probabilités respectivement de mort et d'exploitation) puis faire varier  $p_e$  sans faire varier  $p_m$  n'est correct que s'il n'y a pas d'interférence entre les deux probabilités. Ceci n'est en général pas le cas lorsque  $p_m$  et  $p_e$  sont estimées par les proportions brutes  $p_m = m_m / n$  et  $p_e = m_e / n$ . Du fait de l'interférence, la proportion brute  $p_m$  diminue lorsque  $p_e$  augmente et ne pas en tenir compte engendre des biais.

Les interférences peuvent également provoquer de fausses interprétations de la variabilité des taux, comme l'illustre l'exemple en Tableau 19.

*Tableau 19 : Exemple fictif comparant le taux de mortalité de deux groupes de troupeaux : un groupe traité (les troupeaux ont reçu une prophylaxie) et un groupe « contrôle » (pas de traitement). Dans cet exemple, la réduction de mortalité de 5 % observée dans le groupe traité vient en fait du taux d'exploitation plus élevé dans ce groupe. En pratique, cette réduction pourrait être attribué à tort au traitement, par exemple si  $p_e$  n'est pas elle-même estimé dans l'enquête ou si le responsable de l'enquête n'a pas conscience du problème d'interférence. Source : [OS2].*

Groupe de troupeaux	Proportions brutes	
	Mortalité	Exploitation
	$p_m = m_m/n$	$p_e = m_e/n$
Contrôle	0.25	0.05
Traité	0.20	0.35

A ma connaissance, Landais en 1986 ([277]) est le seul auteur à avoir identifié le problème des interférences en élevage tropical. Mais la formalisation que l'auteur en a proposé ([277]) est restée empirique. Il m'a ainsi semblé important de mieux cerner ce point, notamment dans le cadre des modèles matriciels. Pour les aspects théoriques, je me suis appuyé sur ce qui avait été développé autour des risques compétitifs en épidémiologie et en démographie humaines (p. ex. [328] et, pour les données groupées, [315], [329-331]). Je me suis également servi d'une série d'études réalisées par Anderson & Burnham entre 1976 et 1984 ([332-334]) sur la dynamique d'une population de canards sauvages soumise à une pression de chasse.

Les difficultés d'estimation en présence de risques compétitifs sont multiples. De manière non exhaustive, je présente ci-dessous trois situations auxquelles j'ai été confrontées, ainsi que la manière dont j'ai abordé les difficultés ([Ma thèse], [ACL4-5], [OS1-2]). La première situation

concerne l'interférence entre la mortalité et l'exploitation dans une même cellule démographique  $\{n, T, m\}$ . J'ai appelé « interférences statistiques » ce type de situations. La seconde concerne l'effet de risques compétitifs dans des cellules démographiques distinctes. J'illustre ce type de situations par les difficultés d'estimation du taux de mise bas annuel en présence de variabilités intra- et interannuelles. La troisième situation est légèrement différente et concerne l'estimation de « l'âge moyen à la première mise bas ». Ce paramètre n'est pas un taux démographique mais, très utilisé en zootechnie, il est lui aussi affecté par la présence de données censurées.

### 1<sup>ère</sup> situation : Estimation du taux de mortalité dans une cellule $\{n, T, m\}$

Supposons qu'une cohorte soit suivie dans une cellule horizontale ou verticale et, pour simplifier, qu'il n'existe que deux causes de disparition des animaux dans la cellule : la mort et l'exploitation (le même principe s'applique lorsqu'il existe des causes additionnelles de disparition). Les données groupées sont de la forme :

$$\{n, T, m_m, m_e\}$$

où  $m_m$  et  $m_e$  sont respectivement les effectifs de morts et d'exploitations. Soit également :

$$\{X, C\}$$

la variable aléatoire bidimensionnelle définissant la durée de survie  $X$  dans la cellule et, en cas de disparition, la cause  $C$  de cette disparition. A chaque âge  $t$  de la cohorte, les fonctions de risque de mortalité et d'exploitation sont alors définies respectivement par :

$$h_m(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0+} \frac{P(t \leq X < t + \Delta t, C = \text{mort} \mid X \geq t)}{\Delta t}$$

$$h_e(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0+} \frac{P(t \leq X < t + \Delta t, C = \text{exploitation} \mid X \geq t)}{\Delta t}$$

De ces expressions peuvent se déduire la probabilité de mort dans la cellule ([332], [315]) :

$$p_m = \int_t^{t+1} h_m(u) \left[ \exp \left( - \int_t^u (h_m(z) + h_e(z)) dz \right) \right] du.$$

Les méthodes d'estimation utilisées sur données groupées supposent des fonctions de risque constantes au sein des cellules. Cette hypothèse est d'autant plus réaliste que la cellule est petite. Dans une cellule donnée, ceci correspond à :

$$h_m(t) = h_m \text{ et } h_e(t) = h_e$$

La formule précédente se simplifie alors en :

$$p_m = \frac{h_m}{h_m + h_e} (1 - \exp(-(h_m + h_e)))$$

Cette relation  $p_m = f(h_m, h_e)$  permet d'estimer la probabilité  $p_m$  en fonction des taux instantanés  $h_m$  et  $h_e$ . Par exemple, on peut déduire une estimation  $p_m$  d'après les estimations MV  $h_m = m_m / T$  et  $h_e = m_e / T$ . Cependant, elle ne permet pas à elle seule de prédire les variations de  $p_m$

lorsque le niveau d'exploitation varie : par exemple, quelle aurait été la valeur de  $p_m$  dans le même troupeau s'il n'y avait pas eu d'exploitation ? De telles prédictions nécessitent de poser des hypothèses supplémentaires. Ces hypothèses constituent un point central de la modélisation des interférences.

Deux hypothèses principales ont été discutées pour la modélisation des interférences en démographie des espèces sauvages ([332], [333], [334], [335]) : l'additivité et la compensation (Tableau 20). L'hypothèse d'additivité complète suppose qu'une variation  $\Delta_e$  du taux instantané d'exploitation  $h_e$  n'influera pas le taux instantané  $h_m$  existant. Dans ce cas, si  $\Delta_e > 0$ , le taux instantané de disparition total  $h_m + h_e$  augmente.

La compensation complète suppose au contraire que  $\Delta_e$  est instantanément compensée par une variation opposée du taux instantané  $h_m$ . Dans ce cas, le taux de disparition total  $h_m + h_e$  reste constant.

L'hypothèse de compensation sous-entend des phénomènes de densité-dépendance, d'origines souvent complexes et difficiles à mettre en évidence sur le terrain. L'hypothèse d'additivité complète est plus simple et en général valide pour les espèces à longévité et survie élevées ([332], [335]).

*Tableau 20 : Variation du taux de mortalité  $h_m$  après une variation  $\Delta$  du taux d'exploitation  $h_e$  sous les hypothèses d'additivité et de compensation complètes. Des additivités ou des compensations partielles sont également possibles. Sources : [OS1-2].*

Cause de disparition	Avant	Après	
		Additivité complète	Compensation complète
Exploitation	$h_e$	$h_e + \Delta_e$	$h_e + \Delta_e$
Mortalité	$h_m$	$h_m$	$h_m - \Delta_e$
Total	$h_m + h_e$	$h_m + h_e + \Delta_e$	$h_m + h_e$

Dans ma thèse, j'ai montré que l'additivité était très cohérente avec la démographie des troupeaux d'ovins au Sénégal, et je l'ai également vérifié ultérieurement pour les bovins. J'ai donc privilégié cette hypothèse dans tous mes travaux. L'additivité fournit un cadre relativement simple pour estimer les interférences statistiques : il suffit de faire varier  $h_e$  dans la relation  $p_m = f(h_m, h_e)$  précédente, en conservant  $h_m$  constant puisqu'il y a additivité.

J'ai utilisé ce principe pour construire les courbes présentées en Figure 48, qui prédisent les variations de  $p_m$  en fonction des variations de  $p_e$ . Ces courbes sont décroissantes : la probabilité de mort  $p_m$  dans la cellule démographique diminue lorsque l'exploitation augmente. A chaque temps  $t$  dans la cellule, le taux instantané de mort s'applique à un effectif d'animaux moins élevés en présence d'exploitation que lorsque la mort est la seule cause de disparition : l'effectif des animaux présents dans le troupeau est progressivement diminué des animaux exploités, ce qui a pour effet de diminuer l'effectif cumulé de morts (pour un même effectif initial) et donc  $p_m$ .

Le développement limité de  $p_m = f(h_m, h_e)$  permet de retrouver la relation linéaire introduite dans le chapitre précédent. Pour des niveaux d'exploitation modérés,  $p_m$  est approximativement défini par :

$$p_m \approx \pi_m - \pi_m \times p_e$$

où  $\pi_m = f(h_m, 0)$ . On retrouve cette décroissance linéaire dans la Figure 48 (les courbes sont à peu près linéaires jusqu'à  $p_e \approx 0.4$ ).



La probabilité  $\pi_m$  est un paramètre particulier. Elle représente la proportion de morts attendue sans exploitation, que j'ai appelée « mortalité intrinsèque » ou « mortalité biologique ». Cette mortalité intrinsèque est toujours supérieure ou égale à la probabilité  $p_m$  estimée d'après  $p_m = f(h_m, h_e)$  ou d'après  $p_m = m_m / n$ , qui représente une mortalité apparente.

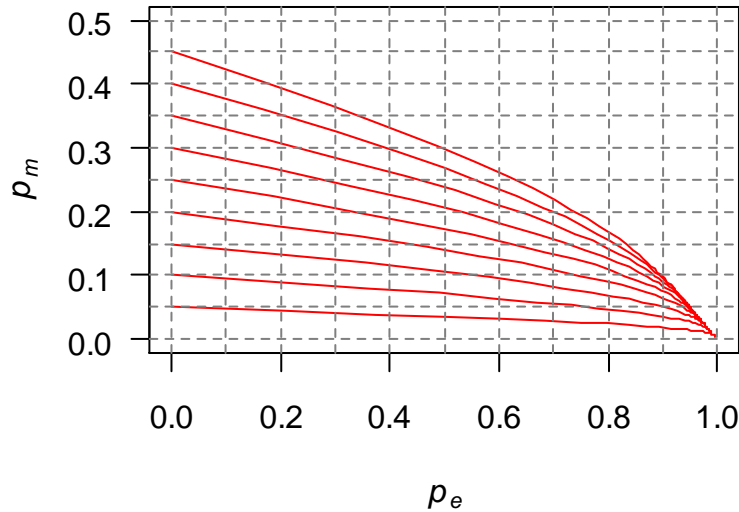


Figure 48 : Variation de la probabilité  $p_m$  en fonction de la probabilité  $p_e$  (définies telles que  $s = 1 - p_m - p_e$ ) sous l'hypothèse d'additivité complète des risques de mortalité et d'exploitation. Source : [OS2].

La relation  $\pi_m \approx p_m - \pi_m \times p_e$  permet de montrer aisément l'intérêt des segmentations en petites cellules démographiques pour éliminer les interférences statistiques. Dans une petite cellule, les effectifs  $m_m$  et  $m_e$  sont faibles comparativement aux dénominateurs  $T$  et  $n$ . Les probabilités  $\pi_m$  et  $p_e$  ont donc des valeurs faibles et le produit  $\pi_m \times p_e$  devient négligeable. La mortalité apparente devient alors approximativement égale à la mortalité intrinsèque :

$$p_m \approx \pi_m$$

En d'autres termes, plus les cellules sont petites, moins l'exploitation interfère sur la probabilité brute de mort  $p_m$  : par exemple dans la Figure 48,  $p_m$  est peu perturbée par une augmentation modérée de  $p_e$ , lorsque  $p_m < 0.10$ ). Dans ma thèse, j'ai montré qu'un pas de temps de quinze jours permettait d'éliminer les biais d'interférence dans les troupeaux d'ovins. Les bovins ont des taux de mortalité et d'exploitation moins élevés que les petits ruminants et le mois est largement suffisant. Des études ultérieures non publiées ont montré qu'un pas de temps d'un mois était également acceptable pour les petits ruminants.

Dans mes travaux, j'ai souligné l'importance d'utiliser la mortalité intrinsèque lorsque l'objectif de l'étude est de comparer des performances biologiques. La mortalité apparente dépend des stratégies d'exploitation, qui peuvent varier entre troupeaux et biaiser les comparaisons. Chez les petits ruminants, qui sont fortement exploités, l'estimateur brut  $p_m = m_m / n$  est particulièrement à déconseiller si des cellules démographiques de grandes tailles sont utilisées ( $\geq 6$  mois).

J'ai proposé trois approches pour estimer  $\pi_m$  dans une cellule annuelle (Tableau 21) : (i) l'utilisation de la relation  $p_m = f(h_m, h_e)$  dans la cellule annuelle, (ii) la correction « actuarielle » (p. ex. [51]) de l'effectif initial  $n$  de la cellule annuelle, et (iii) la segmentation en petites sous-cellules puis la reconstitution de la cellule annuelle.

Tableau 21 : Trois méthodes d'estimation de la probabilité de mort intrinsèque  $\pi_m$  en présence d'exploitation. Dans cet exemple, on suppose qu'une cohorte annuelle d'ovins a été suivie entre les âges exacts 0 et 1 an (cellule horizontale « 0 » de la Figure 43). Les données groupées étaient  $\{n = 676, T = 476.5 \text{ années}, m_m = 158, m_e = 234\}$ . La probabilité apparente de mort était  $p_m = m_m / n = 158 / 676 = 0.234$ . Les taux instantanés de mort et d'exploitation étaient respectivement  $h_m = m_m / T = 158 / 476.5 = 0.332$ . Source : [OS2].

Approche	Formule	Estimation
A1 – Utilisation de la relation $p = f(h_m, h_e) h$ en supposant $h_e = 0$ .	$\pi_m = 1 - \exp(-h_m)$	0.283
A2 – Méthode actuarielle. Les animaux exploités sont supposés sortir du troupeau en milieu de cellule. Chaque animal exploité ne compte que pour un demi dans l'effectif initial.	$\pi_m = m_m / (n - m_e / 2)$	0.283
A3 – Segmentation de la cellule annuelle en 144 cellules mensuelles (Figure 45-a). Calcul de la probabilité de mort moyenne par cellule mensuelle ( $p_{m,mois} = 158/5916 = 0.0267$ ), puis reconstruction de la cellule annuelle. (Cette méthode est d'autant moins biaisée que les cellules sont petites ; dans l'exemple des cellules par quinzaine engendrent une estimation $p_{mc} = 0.282$ )	$\pi_m = 1 - (1 - p_{m,mois})^{12}$	0.277

En ce qui concerne les modèles matriciels, j'ai montré que les modèles utilisant des probabilités de survie de type  $s = 1 - p_m - p_e$  devaient nécessairement tenir compte des interférences statistiques, sous risques de biais importants. Une approche pour tenir compte de ces interférences est d'utiliser la relation  $p_m = f(h_m, h_e)$ .

Une autre approche, beaucoup plus souple selon moi, est de diminuer suffisamment le pas de temps, donc la taille des cellules, afin de rendre négligeables les interférences. L'intérêt de cette dernière option existe même si les variabilités intra-annuelles ne sont pas modélisées, c'est-à-dire si les taux intra-annuels sont estimés en les supposant constants toute l'année (l'intérêt est alors statistique, non de représenter des variabilités saisonnières). J'ai notamment utilisé ce principe dans l'interface démographique DYNMOD (décrite plus bas, [OV1]), dans un modèle de reconstitution de cheptel bovin ([ACLP2]) et dans un modèle de dynamique de volailles ([ACL6]).

## 2<sup>ème</sup> situation : Interférences pour le taux de mise bas annuel

Le taux de mise bas annuel représente l'effectif moyen de mises bas par femelle reproductrice et par an. C'est l'un des paramètres les plus utilisés pour caractériser les performances de reproduction des troupeaux de ruminants. Malgré son apparente simplicité, son estimation présente des difficultés qui ont été peu documentées dans la littérature. J'en introduis deux ci-dessous, que j'ai illustrées sur les petits ruminants et les bovins par des analyses des bases longitudinales PPR et ABT ([OS2], [ACL5]).

Une première difficulté est la faible robustesse de l'estimateur usuel face aux données censurées. Cet estimateur usuel, que j'appelle « taux brut de mise bas », est défini par :

$$h_{mb} = m_{mb} / T$$

où  $m_{mb}$  est le nombre de mises bas observées dans l'année et  $T$  le temps de présence totale des femelles reproductrices dans l'année. Le problème survient lorsque les censures (c.-à-d. les sorties de femelles hors du troupeau : abattages, ventes, etc.) ont des saisonnalités marquées, qui interfèrent avec la distribution des mises bas en cours d'année. Par exemple, en milieu sahélien, où la distribution des naissances est monomodale, une situation extrême est le déstockage massif de femelles juste avant le pic de mises bas. Ce déstockage va diminuer artificiellement l'effectif de mises bas  $m_{mb}$  observées dans les troupeaux et ainsi  $h_{mb}$ .

Par analogie avec la mortalité,  $h_{mb}$  devient alors un taux de mise bas « apparent », différent du taux « intrinsèque » (effectif moyen de mise bas d'une femelle qui aurait été présente toute l'année dans le troupeau). Un tel phénomène a par exemple été observé dans les données PPR à Louga. Des sorties de brebis ont engendré des biais relatifs du taux brut de -20 % par rapport au taux intrinsèque (Figure 49-hc1).

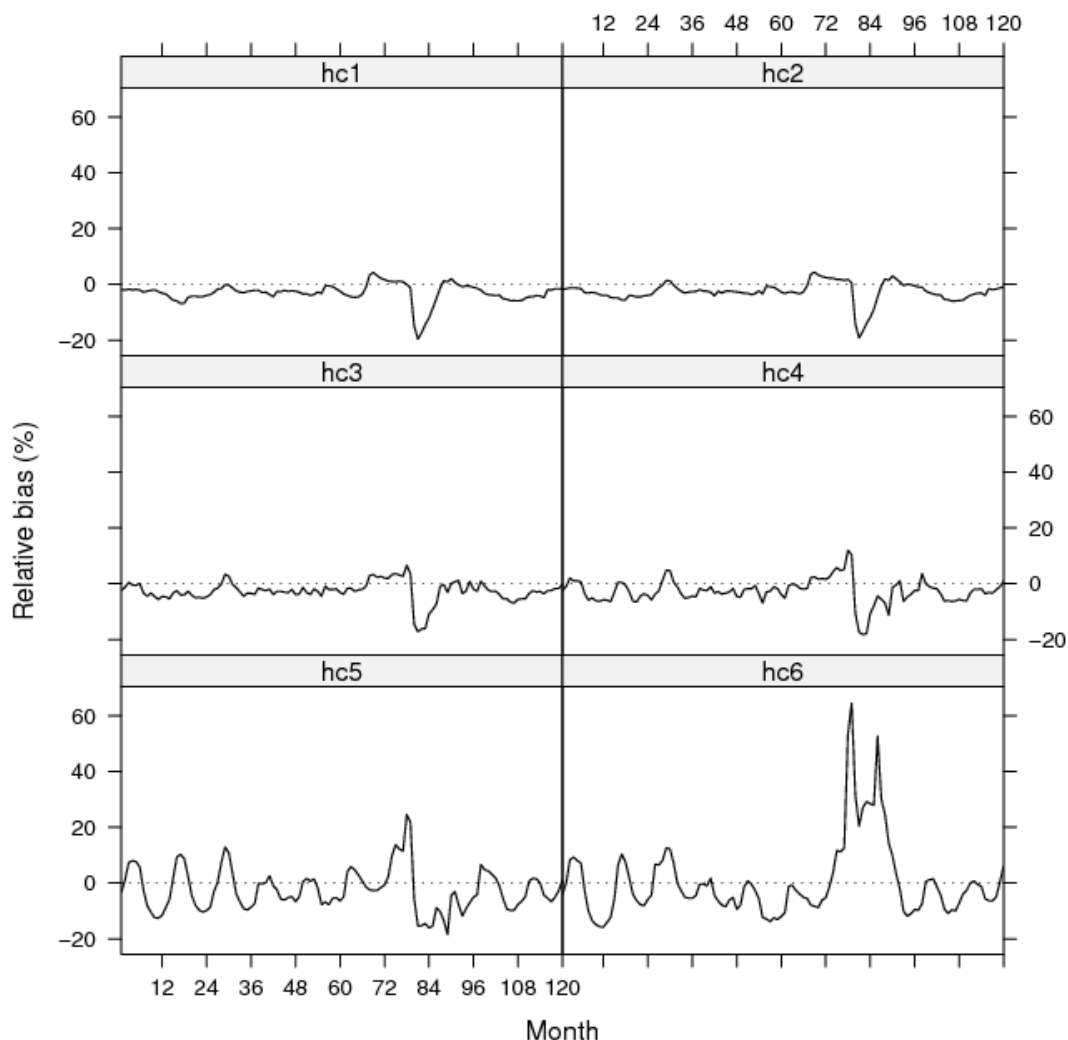


Figure 49 : Biais relatifs (%) des taux bruts annuels de mise bas ( $h_{mb} = m_{mb} / T$ ) de brebis (âge > 1 an) à Louga (Sénégal) par rapport au taux intrinsèque  $h_{mb,c}$  (estimé ici par la somme de taux bruts mensuels). Les taux hc1 à hc6 correspondent à différentes méthodes d'estimation du temps de présence annuel  $T$  (hc1 correspond au temps réel, et hc2-6 à des approximations de plus en plus biaisées utilisant l'effectif moyen de reproductrices présentes dans le troupeau). Pour chaque taux hc1-6, la courbe de biais a été tracée en déplaçant (mois par mois) une fenêtre de douze mois dans une période d'étude pluriannuelle prédéfinie (1985-1995) et en calculant à chaque fois les taux annuels brut et intrinsèque correspondant aux douze mois considérés. L'axe des abscisses représente le rang (dans la période d'étude pluriannuelle) du 1<sup>er</sup> mois de la fenêtre des douze mois utilisée (le rang 1 correspond à la fenêtre mois 1-12, le rang 2 à la fenêtre 2-13, etc.). La forte perturbation observée entre les rangs 75-90 correspond à une année pendant laquelle une sortie massive de femelles (départs en prêts et arrêts de suivi) est survenue juste avant le pic de reproduction. Source : [ACL5].

Dans [OS2], j'ai donc recommandé de ne pas utiliser le taux brut dans les études comparatives, ou seulement après vérification de l'absence de censures massives dans les données. Une approche préférable, quand les données le permettent, est de segmenter l'année en petits intervalles, comme pour les interférences statistiques. Par exemple, le taux annuel intrinsèque peut être estimé par la somme de taux mensuels :

$$h_{mb,c} = \sum_{i=1}^{12} h_{mb,i} = \sum_{i=1}^{12} \frac{m_{mb,i}}{T_i}$$

où  $i$  représente l'indice du mois dans l'année. Cette approche permet de limiter considérablement les biais dus aux censures saisonnières. Un exemple numérique est présenté en Tableau 22 et Tableau 23.

Une seconde difficulté de l'estimation du taux annuel de mise bas est la sensibilité à la période de douze mois choisie pour définir l'année considérée dans le calcul : période « juillet-juin », « septembre-août », etc. Cette sensibilité provient de la variabilité interannuelle du schéma saisonnier des mises bas. Par exemple, des pluies précoces ou tardives peuvent respectivement avancer ou retarder les pics de mises bas observés en Figure 26 et Figure 27, ou même modifier complètement le schéma saisonnier. Ceci peut créer des fluctuations importantes dans les estimations en fonction des douze mois considérés. La Figure 50 (brebis à Louga) présente un exemple dans lequel l'estimation du taux intrinsèque annuel de mise bas des est passé de 1.15 à 0.87/an simplement en déplaçant de trois mois la période de douze mois considérée.

*Tableau 22 : Deux jeux de données (D1-2) simulés représentant l'évolution mensuelle d'une cohorte de 1 000 femelles reproductrices suivies pendant douze mois. Les taux mensuels de disparitions (mortalité + exploitation) ont été supposés constants dans D1 et variables dans D2 avec une sortie massive de femelles au mois 3. La saisonnalité des mises bas a été supposée identique dans D1 et D2 avec un pic des naissances entre les mois 6-8. Les estimations du taux annuel de mise bas sont présentées dans le Tableau 23. Source [OS2].*

D1 - Taux mensuels de disparition constants							D2 - Pic de disparitions au mois 3						
mois	n	T	$h_d$	$m_d$	$h_{mb}$	$m_{mb}$	mois	n	T	$h_d$	$m_d$	$h_{mb}$	$m_{mb}$
1	1000	989.966	0.020	20	0.020	20	1	1000	989.966	0.020	20	0.020	20
2	980	969.966	0.021	20	0.034	33	2	980	969.966	0.021	20	0.034	33
3	960	950.468	0.020	19	0.041	39	3	960	477.185	1.609	768	0.042	20
4	941	931.468	0.020	19	0.052	48	4	192	189.993	0.021	4	0.053	10
5	922	912.970	0.020	18	0.112	102	5	188	185.993	0.022	4	0.113	21
6	904	894.970	0.020	18	0.155	139	6	184	181.993	0.022	4	0.154	28
7	886	876.969	0.021	18	0.163	143	7	180	177.993	0.022	4	0.163	29
8	868	859.472	0.020	17	0.090	77	8	176	173.992	0.023	4	0.092	16
9	851	842.471	0.020	17	0.042	35	9	172	170.496	0.018	3	0.041	7
10	834	825.471	0.021	17	0.024	20	10	169	167.496	0.018	3	0.024	4
11	817	808.974	0.020	16	0.028	23	11	166	164.495	0.018	3	0.030	5
12	801	792.973	0.020	16	0.016	13	12	163	161.495	0.019	3	0.019	3

$n$  : effectif de femelles présentes en début de mois

$T$  : temps de présence des femelles dans le mois (année)

$h_d$  : taux brut mensuel de disparition ( $h_d = m_d / T$ )

$m_d$  : effectif de disparitions dans le mois

$h_{mb}$  : taux brut mensuel de mise bas ( $h_{mb} = m_{mb} / T$ )

$m_{mb}$  : effectif de disparitions dans le mois

Tableau 23 : Taux annuels de mise bas brut  $h_{mb}$  et intrinsèque  $h_{mb,c}$  estimés d'après les données D1-2 du Tableau 22. Dans cet exemple, les estimations du taux brut ont été très sensibles au pic de disparition des femelles ( $h_{mb}$  est passé de 0.78 à 0.59/an entre D1 et D2) alors celles du taux intrinsèque ont été plus robustes ( $h_{mb,c}$  est passé de 0.777 à 0.784/an). Source [OS2].

	D1	D2
$T$ (année)	888.012	334.255
$m_{mb}$	692	196
$h_{mb} = m_{mb}/T$	0.779	0.586
$h_{mb,c} = \sum_{i=1}^{12} h_{mb,mois,i}$	0.777	0.784

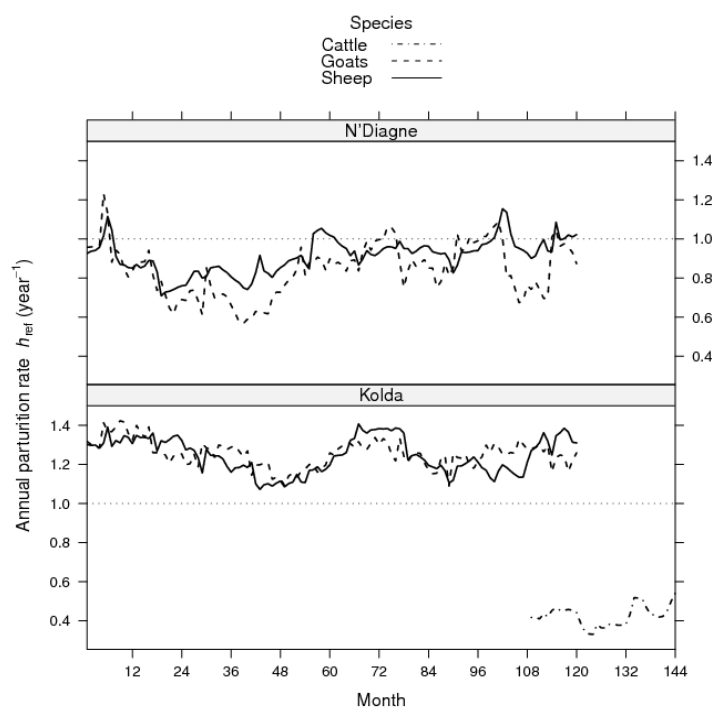


Figure 50 : Variation des taux annuels intrinsèques de mise bas ( $h_{mb,c}$ ) de chèvres, de brebis et de vaches à Louga (noté N'Diagne ci-dessus) et à Kolda au Sénégal en fonction de la fenêtre de douze mois considérée. Chacune des courbes a été tracée en déplaçant (mois par mois) une fenêtre de douze mois dans une période d'étude pluriannuelle prédéfinie (1985-1995 pour les petits ruminants et 1994-1997 pour les bovins), et en calculant à chaque fois le taux annuel correspondant aux douze mois considérés. L'axe des abscisses représente le rang (dans la période d'étude pluriannuelle) du 1<sup>er</sup> mois de la fenêtre des douze mois utilisée (le rang 1 correspond à la fenêtre mois 1-12, le rang 2 à la fenêtre 2-13, etc.). Source : [ACL5].

Ce type de variations, amplifiées par des variations interannuelles dues à d'autres facteurs (ressources alimentaires, maladies, etc.), compliquent les analyses et les interprétations des taux annuels de mise bas. Cela a deux conséquences pratiques pour les études. Tout d'abord, dans le

cadre de tests d'effets d'interventions, la comparaison entre les taux de mise bas de cheptels devrait idéalement s'effectuer sur des périodes communes (deux ou trois mois d'écart suffisent pour biaiser les résultats). Ensuite, dans le cadre de l'élaboration de référentiels techniques sur un cheptel, la forte variabilité interannuelle du taux de mise bas annuel nécessite de disposer de séries temporelles suffisamment longues (p. ex. 4-5 ans) pour obtenir des estimations représentatives des performances moyennes du cheptel.

### **3<sup>ème</sup> situation : Cas de l'âge à la première mise bas**

L'âge moyen à la première mise bas est un indicateur de précocité des femelles. Dans les MM-âge, certains auteurs utilisent cet indicateur pour définir la limite inférieure de classe des femelles reproductrices (après déduction la durée de gestation), en alternative à l'approche plus usuelle basé sur la courbe d'évolution des taux de mise bas par classe d'âge (Figure 51-a).

L'estimation de l'âge moyen à la première mise bas est aisée lorsqu'il n'y a pas de censure, c'est-à-dire lorsque toutes les femelles présentes ont bien eu leur première mise bas durant l'étude. Elle devient plus difficile dans le cas inverse. Ayant été peu documentées, nous avons souhaité illustrer ces difficultés dans un article coécrit avec Renaud Lancelot ([ACL4]). L'étude a utilisé les données PPR.

Supposons que des brebis soient suivies de leur naissance jusqu'à leur première mise bas. En absence de censure, l'échantillon des âges aux premières mises bas (p. ex. en mois) est de la forme suivante :

$$\{8.5, 9.7, 9.8, 10.4, 10.8, 10.9, \dots, 22.2, 22.9, 23.4\}$$

Les valeurs ci-dessus indiquent que la femelle la plus précoce a eu sa première mise bas à 8.5 mois, la femelle suivante à 9.7 mois, etc. En présence de censures, c'est-à-dire lorsque certains des âges à la première mise bas sont inconnus, l'échantillon devient :

$$\{8.5, +, 9.8, +, +, 10.9, \dots, 22.2, +, +\}$$

où « + » représente une donnée censurée. Ci-dessus, la donnée de la 2<sup>ème</sup> femelle a été censurée ; même chose pour la 4<sup>ème</sup> et la 5<sup>ème</sup>, etc.

Dans cette dernière situation, l'approche usuelle dans les études tropicales ([86], [281], [336], [337]) est de supprimer les données censurées de l'échantillon (Figure 51-b). En poursuivant l'exemple, cela revient à utiliser l'échantillon restreint suivant :

$$\{8.5, 9.8, 10.9, \dots, 22.2\}$$

Cette approche a l'avantage d'être simple mais est biaisée. Elle sous-estime la moyenne et les quantiles de la distribution réelle des âges à la première mise bas, et fournit donc des estimations trop optimistes de précocité.

Une approche préférable est d'utiliser des « modèles de survie » qui permettent de traiter les données censurées (p. ex. [316]). Dans les études sur la mortalité, ces modèles fournissent des estimations sans biais de l'âge moyen (ou médian) de mort. L'approche que nous avons proposée dans [ACL4] est d'appliquer ces modèles non pas aux morts, mais aux premières mises bas. En pratique, il suffit de remplacer l'événement « mort » par l'événement « première mise bas » : lorsqu'une femelle a sa première mise bas, elle est considérée comme « morte » et enlevée des individus à risque dans l'échantillon. Le reste de l'analyse est identique à une analyse de survie classique.

Dans l'étude, par souci de simplicité, nous avons utilisé l'estimateur non paramétrique de « Kaplan-Meier » mais des modèles de survie plus élaborés peuvent être utilisés. Les distributions des âges à la première mise bas des chèvres et des brebis estimées dans les différents sites d'étude

ont été exprimées sous forme de probabilités cumulées (Figure 52 pour les brebis). L'étude a montré des biais de l'approche usuelle (suppression des censures) particulièrement importants pour les petits ruminants, dont les femelles sont exploitées très jeunes et présentent un fort turn-over. L'approche usuelle a par exemple engendré une sous-estimation relative de 12 à 22 % (représentant des biais de 64 à 109 jours) de l'âge moyen à la première mise des chèvres et brebis du Sénégal (Tableau 24).

Nous avons donc déconseillé cette approche dans le cas des petits ruminants. Une étude complémentaire non publiée (sur les données ABT) semble montrer que l'effet est moins important dans les troupeaux bovins.

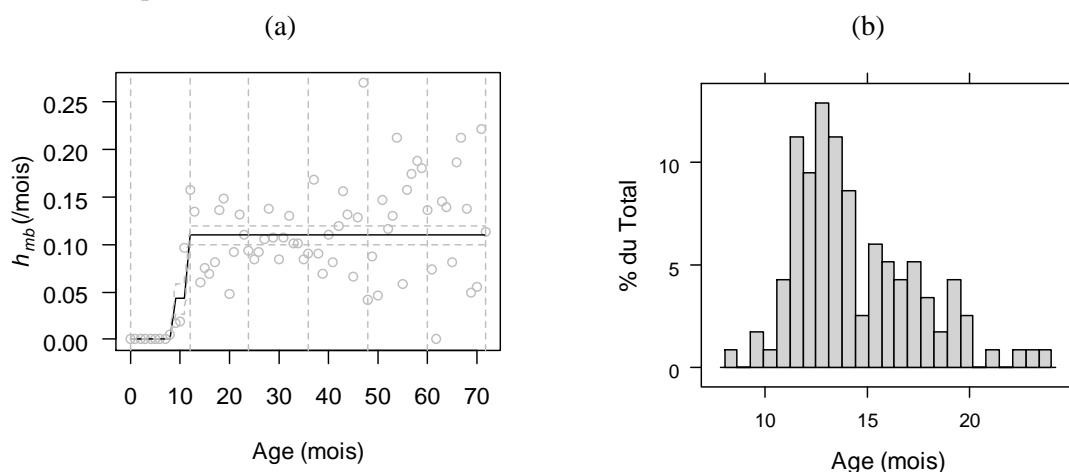


Figure 51 : (a) Variation du taux de mise bas mensuel avec l'âge des brebis dans un échantillon de troupeaux à Kolda. La courbe en trait plein correspond aux estimations obtenues en agrégeant les données par groupes d'âge : 0 à 9 mois, >9 à 12 mois et >12 mois. Les courbes en pointillés délimitent l'intervalle de confiance au risque 5 %. Dans cet échantillon, les mises bas ont débuté à partir de 9-10 mois puis ont marqué une augmentation brutale jusqu'à atteindre un palier. (b) Distribution empirique (c.-à-d. après suppression des censures) des âges à la première mise bas observés dans le même échantillon de brebis à Kolda. Source : Données PPR.

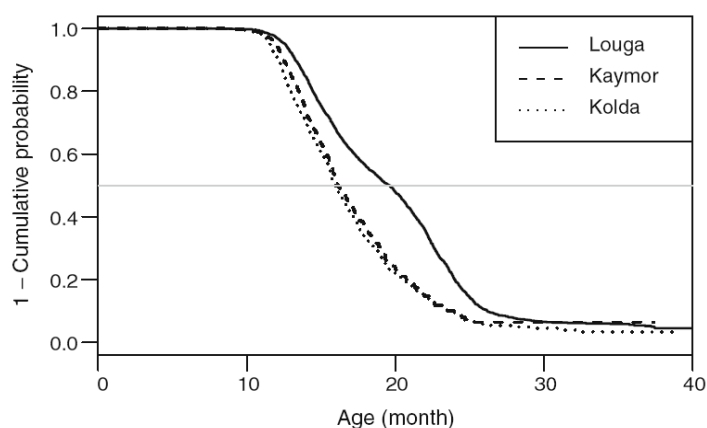


Figure 52 : Probabilités cumulées de ne pas observer de première mise bas avant un certain âge, estimées avec la méthode Kaplan-Meier pour trois échantillons de troupeaux ovins au Sénégal. Source : [ACL4].

Tableau 24 : Estimations des âges à la première mise bas (percentiles et moyenne) dans trois échantillons de troupeaux caprins et ovins au Sénégal obtenues avec la méthode Kaplan-Meier (« KM ») et la méthode empirique supprimant les données censurées (« Crude mean estimate »). Source [ACL4].

Species	Site	KM percentiles estimates			KM mean estimates	Crude mean estimates
		5%	50%	95%		
Goats	Louga	11.3 (11.1, 11.7)	18.0 (17.4, 18.4)	37.7 (35.6, <sup>a</sup> )	19.8 (19.3, 20.3)	16.2 (15.9, 16.6)
	Kaymor/Kolda	8.7 (8.5, 8.8)	13.2 (13.0, 13.5)	<sup>a</sup>	15.5 (15.1, 15.9)	12.1 (12.0, 12.3)
Sheep	Louga	12.6 (12.4, 12.7)	19.6 (19.0, 20.0)	37.2 (31.6, <sup>a</sup> )	20.0 (19.7, 20.3)	17.7 (17.5, 17.9)
	Kaymor/Kolda	11.6 (11.5, 11.8)	16.1 (15.8, 16.3)	29.5 (25.3, <sup>a</sup> )	17.5 (17.2, 17.8)	15.4 (15.2, 15.6)

<sup>a</sup> Not estimable

### 6.2.3. Package d'estimation des paramètres pour les suivis LASER

En aval des considérations méthodologiques précédentes, j'ai développé un outil informatique facilitant l'estimation des paramètres démographiques d'un modèle MM-âge à partir de données de suivi individuel stockées sous le logiciel LASER développé par le CIRAD.

#### Logiciel LASER

Le CIRAD a une longue expérience méthodologique sur les protocoles de suivis individuels. Le premier travail a été effectué au nord de la Côte d'Ivoire dans les années 1970 ([252]). Ce travail a été finalisé au Sénégal au début des années 1980 et a abouti au développement du système d'information PANURGE ([253]), utilisé jusqu'à la fin des années 1990 dans de nombreux projets (p. ex. : Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Nouvelle Calédonie, Sénégal). Parallèlement, un autre système d'information (PIKBEU) a également été développé par le CIRAD ([255]) et a été utilisé au Cameroun, Tchad et Niger. Profitant d'une mise à jour importante des outils informatiques (passage de MS DOS à Windows), une réflexion approfondie a été menée autour des suivis individuels ([338]).

Cette réflexion a abouti au développement du système d'information LASER ([339], [livtools.cirad.fr](http://livtools.cirad.fr)) toujours utilisé aujourd'hui. LASER a été programmé en Visual Basics et utilise une base de données au format MS Access. Le logiciel peut gérer des données de différentes natures : démographie (reproduction, mortalité, exploitation, etc.), production (lait, poids vif, état corporel, etc.), pathologie (symptômes, sérologies, etc.), insémination artificielle, et toute sorte d'interventions zootechniques ou vétérinaires délivrées aux animaux (Figure 53).

A ma connaissance, LASER est actuellement le seul outil disponible gratuit, généraliste et entièrement dédié aux systèmes traditionnels des régions chaudes. Cependant, des outils commerciaux élaborés pour les pays développés ont également été utilisés pour l'étude des systèmes traditionnels. Par exemple, l'ILRI a utilisé le système VAMPP développé au Canada (VAMPP Dairy Management Software ; [www.vampp.com](http://www.vampp.com)) pour réaliser des suivis laitiers au Kenya et en Ouganda. Le système INTERHERD ([www.interagri.org](http://www.interagri.org)) développé au Royaume-Uni pour le suivi de fermes intensives a été utilisé par l'Université de Wageningen pour des études de fermes dans les pays du sud. Enfin, le système BEEFPRO ([www.beefpro.net](http://www.beefpro.net)) développé par l'ARC (*Agricultural Research Council*) en Afrique du Sud est intensivement utilisé en Afrique australe pour la gestion de ranchs d'élevage bovin.

Le choix du CIRAD d'investir dans le logiciel LASER s'est justifié par le fait de pouvoir valoriser plus facilement l'expérience acquise par le CIRAD sur les suivis individuels en milieu



tropical et de garder la main sur le code informatique pour pouvoir faire évoluer le logiciel en fonction des besoins de recherche ou des demandes des partenaires. Ceci a cependant demandé de développer des outils d'analyses.

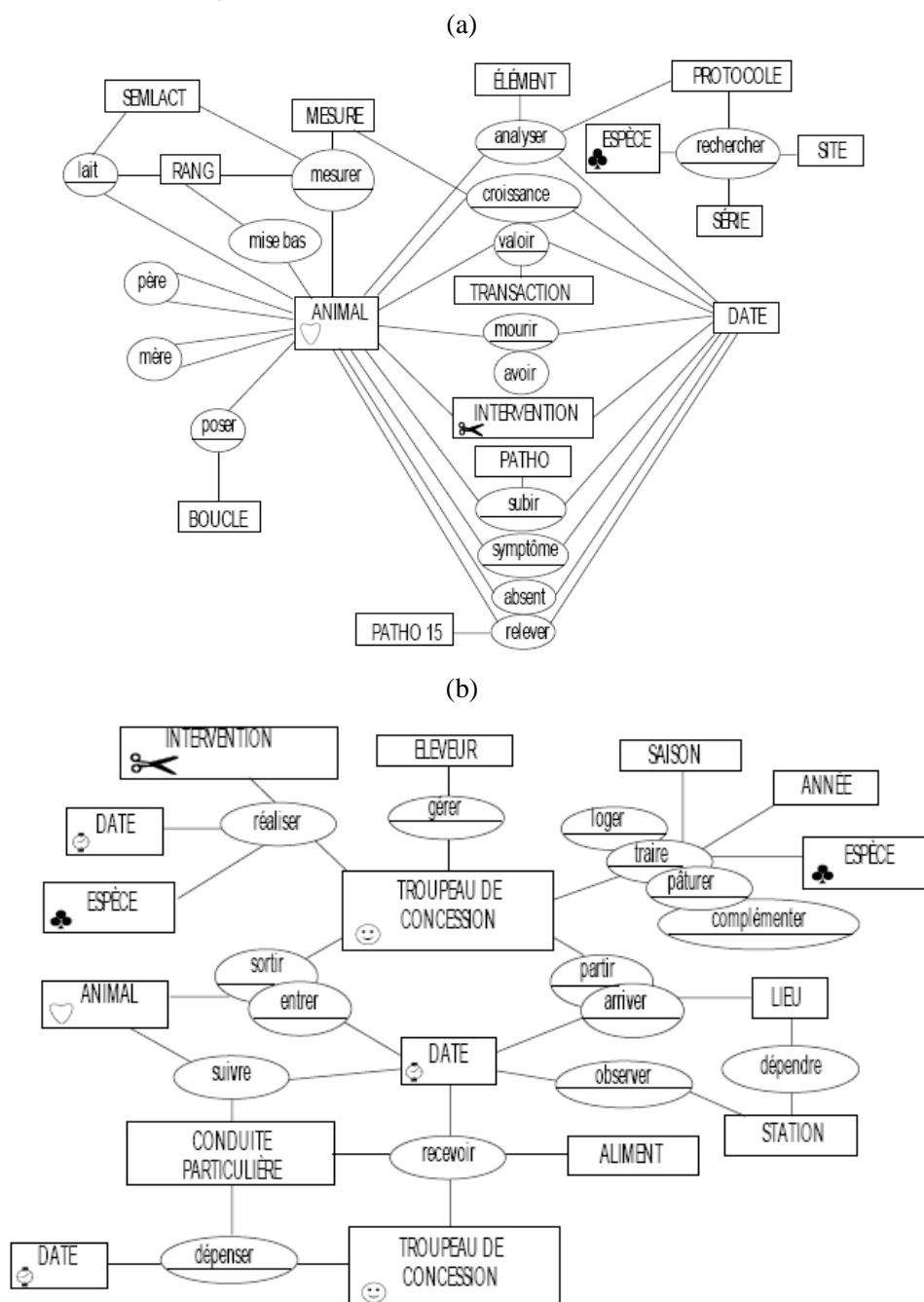


Figure 53 : Exemples de modèles conceptuels de données développés pour la gestion des données de suivi individuel, sur lesquels a été construit le logiciel LASER. (a) Données sur l'animal, (b) Données sur le troupeau et les relations entre l'animal et le troupeau. Source : [338].

## Package d'estimation des paramètres

Les données stockées dans LASER sont des mesures répétées sur les animaux et les troupeaux. Les animaux peuvent rester dans le même troupeau ou changer de troupeaux. Tous les événements survenant au niveau des animaux (démographie, croissance pondérale, interventions, etc.) ou des troupeaux (interventions, mouvements, etc.) sont référencés par des dates d'occurrence. Ces données sont difficiles à manipuler.

Pour faciliter les estimations, j'ai construit, à l'aide du logiciel R ([59]), le package « laserdemog » ([OS2] et Tableau 25). R ([www.r-project.org](http://www.r-project.org)) est un logiciel statistique gratuit qui dispose d'un langage de programmation et qui permet de regrouper des fonctions sous forme de packages. Ces packages peuvent être ensuite installés et mis en œuvre par de multiples utilisateurs.

Tableau 25 : Liste des fonctions du package laserdemog pour l'estimation des paramètres démographiques à partir de données LASER. Source : [OS2].

Nom	Objectif	Nom	Objectif
importlas	Importation des données LASER	prolif	Taux de prolificité
hsplit	Segmentation horizontale (âges exacts)	stillb	Taux de mortinatalité
vsplit	Segmentation verticale (âges révolus)	exit	Taux de sortie (morts, abattages, etc.)
size	Taille des troupeaux	entry	Taux d'entrée (achats, prêts, etc.)
stru	Structure sexe-âge	amr	Taux de croît global
abort	Taux d'avortement	prodn	Taux de production globale
partur	Taux de mise bas		

Le package laserdemog suit les principes du cadre méthodologique que j'ai présenté précédemment : liste de paramètres de référence, méthodes d'estimation sur données groupées. Une fois les données LASER importées sous R (fonction `importlas`), les fonctions `hsplit` et `vsplit` permettent de segmenter la période d'étude en cycles annuels et en phases (Figure 54). En fonction de la finesse souhaitée, les phases peuvent être des semaines, des quinzaines, des mois ou des trimestres. Pour chaque phase de la période d'étude, les fonctions replacent les histoires de vie des animaux dans un diagramme de Lexis et construisent des pseudo-cohortes, c'est-à-dire des colonnes de cellules démographiques horizontales ou verticales (Figure 55).

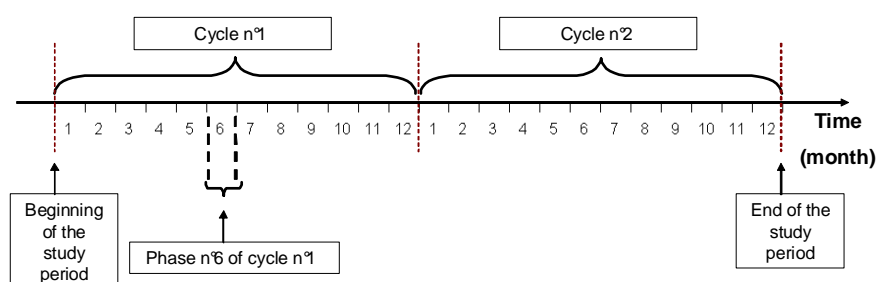


Figure 54 : Principe de segmentation de la période d'étude en cycles annuels et en phases dans le package R laserdemog. Source : [OS2].

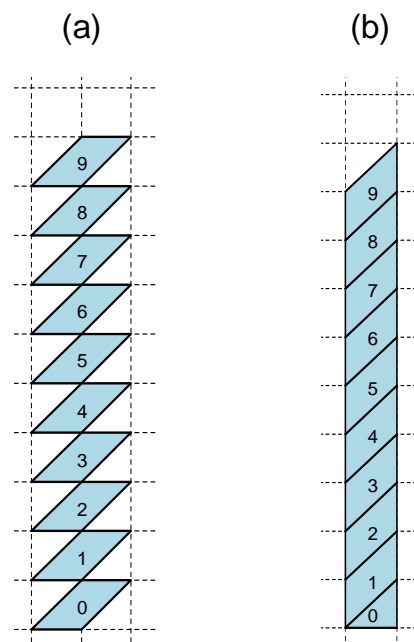


Figure 55 : Construction de pseudo-cohorte pour chaque cycle annuel  $\times$  phase de la période d'étude dans le package R *laserdemog*. (a) Segmentation horizontale (âges exacts), (b) Segmentation horizontale (âges révolus). Source : [OS2].

Ensuite, les fonctions d'estimation des paramètres (*size*, *stru*, *abort*, *partur*, etc.) agrègent les données par cellules ou groupes de cellules démographiques et fournissent des tableaux d'estimations. Ces estimations peuvent être utilisées comme résultats finaux, ou comme données d'entrée dans des analyses statistiques plus poussées ou dans des modèles matriciels.

Chacune des fonctions contient des arguments qui définissent l'opération à mener. Un exemple d'utilisation est présenté ci-dessous (les lignes de commande sont en rouge, précédées de « # » s'il s'agit de commentaires, et les lignes résultats sont en bleu et en italiques) :

```
# Importation des données d'une base MS Access LASER (ovins à Kolda)

tab <- importlas("D:/Data/PPR/laser_ppr_ov_kolda.mdb")

# Segmentation horizontale des données
# Période d'étude : 5 ans, segmentation mensuelle, date début de période :
01/07/1985

tmp <- hsplit(data = tab, nbcycle = 15, nbphase = 12, dstart = 01/07/1985)

# Estimation des taux de mortalité mensuels moyens (p et h) par sexe
# et classe d'âge (0 à 1 an, >1 an)

tmp$agegroup <- ifelse(tmp$cell <= 11, 0, 1)
exit(formula = ~ sex + agegroup, data = tmp, event = "DEA")
$tab
  sex agegroup      n      trisk nbevent      p se.p      h se.h
1  F          0 3045 2964.990      55 0.018 0.002 0.019 0.003
2  F          1 4542 4415.976      39 0.009 0.001 0.009 0.001
3  M          0 2665 2544.214      72 0.027 0.003 0.028 0.003
4  M          1   562  508.317       4 0.007 0.004 0.008 0.004
```

```
# Estimation des taux de mise bas moyens par classes d'âge mensuelles
```

```
partur(formula = ~ cell, data = tmp, timeunit = "month")
$tab
```

	cell	n	trisk	nbevent	p	se.p	h	se.h
1	0	298	286.917	0	0.000	0.000	0.000	0.000
2	1	290	279.060	0	0.000	0.000	0.000	0.000
3	2	279	278.337	0	0.000	0.000	0.000	0.000
4	3	263	255.194	0	0.000	0.000	0.000	0.000
5	4	269	268.080	0	0.000	0.000	0.000	0.000
6	5	261	248.126	0	0.000	0.000	0.000	0.000
7	6	255	248.159	0	0.000	0.000	0.000	0.000
8	7	236	233.761	0	0.000	0.000	0.000	0.000
9	8	233	220.316	0	0.000	0.000	0.000	0.000
10	9	232	231.164	3	0.013	0.007	0.013	0.007
11	10	215	207.166	5	0.023	0.010	0.024	0.011
12	11	214	208.711	17	0.079	0.018	0.081	0.020
13	12	204	195.595	25	0.123	0.023	0.128	0.026
14	13	191	182.544	14	0.073	0.019	0.077	0.020
15	14	177	176.101	22	0.124	0.025	0.125	0.027
16	15	172	163.182	9	0.052	0.017	0.055	0.018
17	16	169	166.897	7	0.041	0.015	0.042	0.016
18	17	149	140.763	19	0.128	0.027	0.135	0.031
19	18	134	130.342	7	0.052	0.019	0.054	0.020

etc.

Le package `laserdemog` a déjà été utilisé par une dizaine de chercheurs et étudiants (p. ex. : équipe CIRAD à l'Ile de la Réunion). Il a servi à l'analyse démographique de toutes les données LASER disponibles au CIRAD (ABT et PPR, mais aussi pour les plus récents : suivis bovins en Ethiopie et aux Comores, suivis bovins et petits ruminants à l'île de la Réunion). Le package n'est pas un outil figé. Des améliorations sont régulièrement apportées en fonction des besoins de recherche rencontrés.

Pour l'instant, j'ai orienté principalement les fonctions vers l'estimation des paramètres de modèles MM-âge. Une évolution importante de l'outil sera de compléter ces fonctions pour l'estimation de paramètres spécifiques aux modèles MM-imb.

### 6.3. Développement d'outils transférables

Le CIRAD a une vocation importante de transfert des connaissances et des méthodes vers les partenaires du sud. Ce transfert nécessite souvent le développement d'outils qui facilitent la mise en œuvre des méthodes. Je présente ci-dessous deux outils transférables que j'ai développés : DYNMOD et 12MO.

#### 6.3.1. DYNMOD : Un outil pédagogique de projection démographique

Je collabore fréquemment avec des agents (chercheurs, décideurs, experts ou étudiants) ayant des besoins d'analyse démographique, mais n'étant pas formés à ce domaine. La maîtrise des méthodes démographiques nécessite un investissement que beaucoup n'ont pas le temps de réaliser. Il m'a donc semblé important de proposer un outil simplifié, permettant à ces agents d'aborder la démographie animale en limitant au maximum les considérations techniques.

J'ai ainsi développé une interface sous MS Excel, que j'ai appelée « DYNMOD » ([OV1], <http://livtools.cirad.fr>). J'ai initié cette interface en collaboration avec l'ILRI, notamment dans le

cadre d'un projet de recherche mené au Niger, financé par la coopération belge et coordonné par l'ICRISAT<sup>3</sup> (Bruno Gérard).

Les objectifs de l'interface rejoignent ceux des précédents logiciels LIVMOD (FAO/CIRAD, [187]) et IBIEHM (ILRI, [188]). J'ai cependant choisi de centrer DYNMOD sur la démographie et non sur la bioéconomie. L'interface peut cependant participer à des études de rentabilité de projets. L'utilisateur doit alors récupérer les résultats démographiques et de production puis estimer lui-même les indicateurs de rentabilité économique qui l'intéressent, par exemple à l'aide de feuilles Excel qu'il lie avec les feuilles DYNMOD. L'interface peut être utilisée aussi bien dans des formations que dans des études réelles.

DYNMOD est basé sur un MM-âge simplifié dans lequel les classes d'âge sont agrégées en trois groupes (au sein de chaque sexe) : les « juvéniles », les « subadultes » et les « adultes ». L'utilisateur fixe lui-même la durée des groupes d'âge. Ceci permet de représenter aussi bien des petits ruminants que des grands ruminants, voire également des volailles. Les simulations sont effectuées sur une base mensuelle (pour toutes les raisons décrites dans ce mémoire) puis les résultats sont ensuite ré-agrégés au niveau annuel pour simplifier leur interprétation.

La version actuelle contient trois modules (c.-à-d. des feuilles) représentant trois scénarios distincts ([OV1]) :

- STEADY1 simule la production annuelle d'un cheptel en état démographique stable, mais pas forcément à l'équilibre. La structure sexe-âge est supposée constante, le taux de croît annuel peut être positif ou négatif, mais il est lui aussi supposé constant ;
- STEADY2 fait la même chose que STEADY1 excepté que les effectifs d'adultes femelles et mâles sont ici supposés constants. Le taux de croît est donc nul. Par exemple pour les bovins, ce scénario représente une ferme dans laquelle l'éleveur veut conserver un effectif constant de vaches et de mâles adultes (taureaux + bœufs) ;
- PROJ simule la dynamique et la production d'un cheptel sur une période pouvant aller d'une à vingt années successives. Ce module permet de représenter un environnement variable (déterministe puisque les paramètres de chaque année sont rentrés à la main).

En plus des résultats démographiques, DYNMOD fournit des résultats sur les poids vifs, les productions en viande et les productions secondaires (lait, cuirs et peaux, fumure) du cheptel, ainsi que des informations économiques pouvant être intégrées dans des analyses plus globales. L'interface STEADY1 est présentée comme exemple en Figure 56 et un exemple de simulation réalisée avec l'interface PROJ en Figure 57.

---

<sup>3</sup> International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics



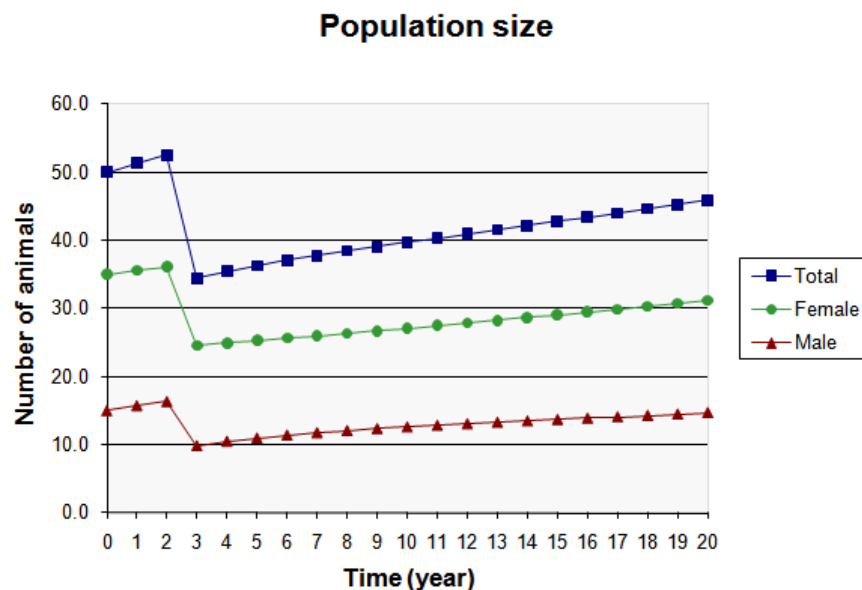


Figure 57 : Simulation d'une sécheresse (en année « 3 ») dans un cheptel bovin avec DYNMOD-PROJ. Source : [OSI].

DYNMOD a déjà été utilisé dans différents projets de recherche-développement avec les partenaires du Sud (ex : Mali, Niger, Kenya, Ethiopie). Un projet récent d'appui au Ministère des Ressources Animales du Burkina Faso ([340]) a notamment montré que l'interface pouvait être internalisée facilement par des agents des services techniques. La formation consistait à montrer comment utiliser DYNMOD pour faciliter la mise à jour des statistiques nationales sur les produits animaux. En 2008, j'avais d'ailleurs délivré une formation sur les méthodes démographiques, notamment DYNMOD, au sein du Centre de recherche régional AGRHYMET au Niger. Cette formation visait le renforcement des services techniques d'élevage des pays francophones CEDEAO (Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest) et du CILSS (Comité Interétatique de Lutte contre les Sécheresses au Sahel). Elle a regroupé dix-sept agents des services techniques provenant de onze pays.

Dans un contexte de recherche, DYNMOD a été utilisé par Alassane Ba dans sa thèse, que j'ai co-encadré ([341]). L'objectif de l'étude était d'estimer la productivité numérique du cheptel bovin dans la zone cotonnière du sud Mali ([342], [ACL1]) et d'étudier la sensibilité de cette productivité à différents facteurs de variations (Figure 58).

Enfin, DYNMOD est actuellement valorisé au sein de la plateforme internationale ALIVE (<http://www.alive-online.org>). Une étude bioéconomique s'appuyant sur DYNMOD et d'autres outils a par exemple été effectuée en 2010-11 (Karl Rich, « Norwegian Institute of International Affairs », Atelier ALIVE 4 avril 2011, Nairobi) pour estimer la rentabilité du programme d'éradication de la peste bovine en Afrique, avec comme cas d'étude la situation au Tchad. En collaboration avec des économistes du CIRAD (notamment Véronique Alary et Céline Dutilly), l'interface PROJ de DYNMOD a par ailleurs été intégrée dans un outil bioéconomique plus large développé par le CIRAD. Cet outil fait partie d'un guide méthodologique sur l'analyse des systèmes d'élevage tropicaux destiné à la plateforme ALIVE. Dans la continuité de cette plateforme, DYNMOD est également utilisé par différents experts de la FAO (p.ex. Joachim Otte, communication personnelle) ou de la Banque Mondiale.

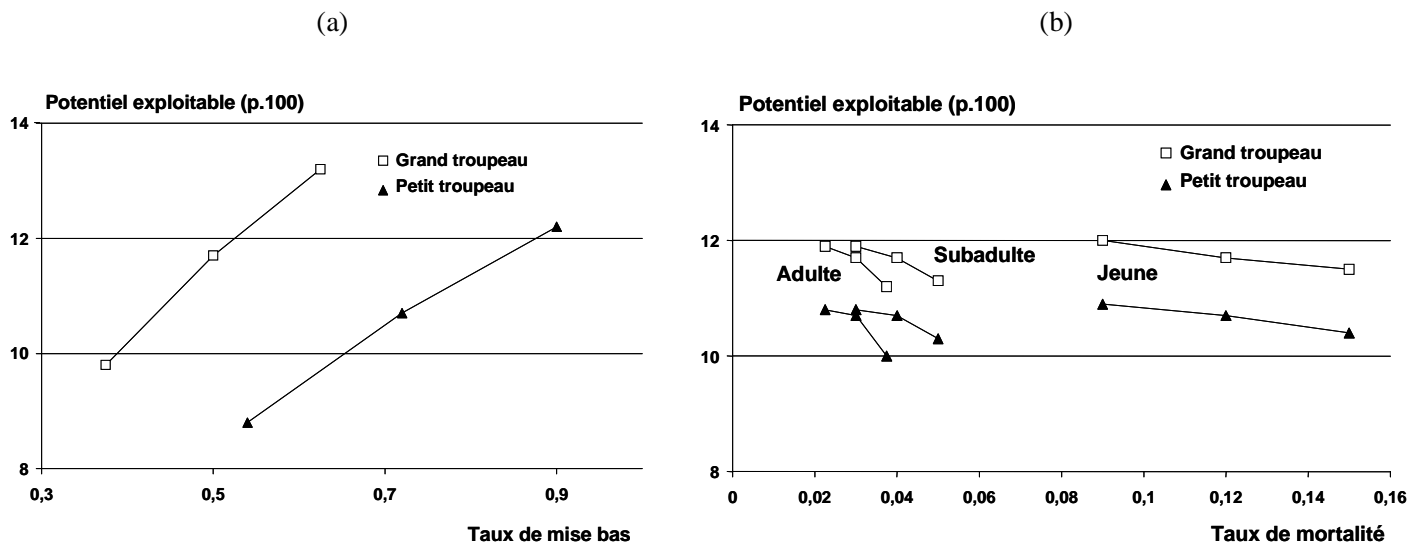


Figure 58 : Analyse de sensibilité du potentiel d'animaux exploitables par an (sous l'hypothèse d'équilibre démographique), réalisée par A. Ba et al. ([ACLI]) avec DYNMOD (STEADY2) pour des troupeaux bovins situés dans le sud du Mali. (a) Sensibilité par rapport au taux annuel de mise bas. (b) Sensibilité par rapport aux taux de mortalité. Le potentiel exploitable (c.-à-d. le rendement numérique global  $R_n$  du troupeau) est l'un des résultats proposés dans l'interface DYNMOD. Il est exprimé en % par rapport à la taille du troupeau (moyenne ou initiale), supposée constante dans STEADY2. Dans l'analyse de sensibilité, les variations de potentiels ont été estimées en ne faisant varier qu'un paramètre à la fois (analyse locale), et conditionnellement à la même structure moyenne « sexe-âge » des troupeaux estimée dans la zone d'étude (cette structure, et surtout le % de femelles reproductrices dans le troupeau, peut bien sûr influencer sur le potentiel exploitable). Les résultats de l'étude ont montré une productivité numérique faible des troupeaux avec des potentiels exploitables moyens situés entre 10-12 % / an. Ces faibles valeurs sont dues essentiellement aux faibles taux de mise bas et à la faible proportion de femelles reproductrices dans les troupeaux : en raison des forts besoins de traction animale dans la zone, les éleveurs tendent à privilégier la présence de bœufs dans les troupeaux, au détriment des vaches. L'étude a également montré une sensibilité faible aux taux de mortalité : il ne faut donc pas espérer de gains de productivité importants dans la zone d'étude par des réductions de la mortalité. La sensibilité a cependant été plus élevée pour le taux de mise bas : l'augmentation du taux de mise bas (notamment par l'alimentation) est donc une voie possible pour augmenter la productivité dans la zone. Enfin, la productivité peut également être améliorée significativement (résultats non détaillés ici) en augmentant les % de femelles dans les troupeaux. A court terme, le rôle multifonctionnel des bovins dans la zone et le fort besoin en bœufs de traction rend cependant difficile une évolution dans ce sens. Source : [ACLI].



### 6.3.2. 12MO : Un outil d'enquête démographique rétrospective

Malgré ses biais, la méthode d'enquête rétrospective sur les douze derniers mois peut être utile pour les enquêtes en milieux difficiles, par exemple dans les zones pastorales, ou lorsque des suivis ne peuvent être mis en place : études ponctuelles, budget limité, etc. Basée sur des questionnaires simplifiés, elle est également plus facilement maîtrisée et utilisée par les partenaires locaux (instituts de recherche, services de l'élevage ou ONG) que les méthodes « gold-standard ». Paradoxalement, cette méthode a été peu formalisée par le passé, au niveau des protocoles comme des formules d'estimation des paramètres.

J'ai souhaité améliorer ces deux aspects. J'ai tout d'abord étudié les biais d'estimation existant dans la méthode, puis j'ai construit un outil (protocoles, base de données, routines d'estimation) transférable aux partenaires (12MO : [OV2], <http://livoools.cirad.fr>).

La méthode des douze derniers mois est confrontée à deux types de biais : les biais d'enquête et les biais statistiques. Les premiers sont dus aux défauts de mémoire des éleveurs lors des questions sur les animaux, ou à certaines réticences pour donner les informations. Les seconds sont dus aux approximations utilisées dans les formules d'estimation. L'estimation des biais d'enquête nécessite des dispositifs spécifiques que je n'ai pu mettre en place. Ces biais étant très difficilement estimables sur le terrain, en pratique, on essaie plutôt de les minimiser lors des enquêtes par une bonne formation des enquêteurs.

Je me suis donc concentré sur les biais statistiques. Mes travaux ([ACL3,17]) ont utilisé les bases PPR et ABT, qui m'ont servi de bases de référence.

#### Etude des biais statistiques

Dans les enquêtes sur les douze derniers mois, les données sont collectées par sexes et par classes d'âge. Pour simplifier, je considère ici des classes annuelles. Considérons la classe d'âge  $i$  (âge exact compris entre  $i$  et  $i+1$  ans) et un sexe quelconque. Le temps  $t$  représente la date de l'enquête. L'intervalle  $(t-1, t)$  est la période des douze derniers mois concernés par l'enquête. Pour illustrer les difficultés, je décris ci-dessous l'estimation des taux de sorties du troupeau (sur le terrain, les données sont collectées par causes de sortie, mais je ne détaille pas ce point ici).

Les données disponibles pour l'estimation du taux de sortie pour la classe  $i$  sont les suivantes :

$$\{N_{t,i}, M_{so,i}, M_{im,i}\}$$

où  $N_{t,i}$  est l'effectif d'animaux présents à  $t$ , et  $M_{so,i}$  et  $M_{im,i}$  les effectifs d'animaux respectivement sortis ou importés dans le troupeau entre  $t-1$  et  $t$ .

Dans un diagramme de Lexis, les données  $\{N_{t,i}, M_{so,i}, M_{im,i}\}$  correspondent à une cellule démographique carrée, issue du croisement perpendiculaire du temps et de l'âge : cellule «  $i$  » en Figure 59-a. Le côté vertical gauche de la cellule correspond à l'effectif des animaux présents à  $t-1$  dans la classe  $i$  ( $n_{t-1,i}$ ), qui est inconnu.

Pour cette configuration « carrée », deux estimations empiriques des taux de sortie sont usuellement rencontrées :

$$M_{so,i} / N_{t,i} \quad (\text{méthode M1})$$

ou

$$M_{so,i} / (N_{t,i} + (N_{t,i} + M_{so,i} - M_{im,i}) / 2) \quad (\text{méthode M2})$$

Dans les études [ACL3, 17], j'ai replacé ces deux estimations dans le cadre théorique de l'estimateur MV du taux instantané  $h_{so} = M_{so,i} / T_i$ , où  $T_i$  est le temps de présence des animaux dans la cellule carrée  $i$ .

La méthode M1 suppose l'équilibre démographique, ce qui implique :

$$T_i \approx N_{t,i}$$

La méthode M2 estime  $T_i$  par l'effectif moyen de la classe d'âge  $i$  entre  $t-1$  et  $t$  :

$$T_i \approx (n_{t-1,i} + N_{t,i}) / 2$$

où l'effectif inconnu  $n_{t-1,i}$  est remplacé par l'approximation :

$$n_{t-1,i} \approx N_{t,i} + M_{so,i} - M_{im,i}$$

Cette dernière approximation ne tient pas compte du changement de classe d'âge des animaux entre  $t-1$  et  $t$ . Elle fait comme si les animaux  $N_{t,i}$  provenaient des animaux  $n_{t-1,i}$  alors qu'ils proviennent de la classe inférieure, c'est-à-dire des animaux  $n_{t-1,i-1}$  (Figure 59-b).

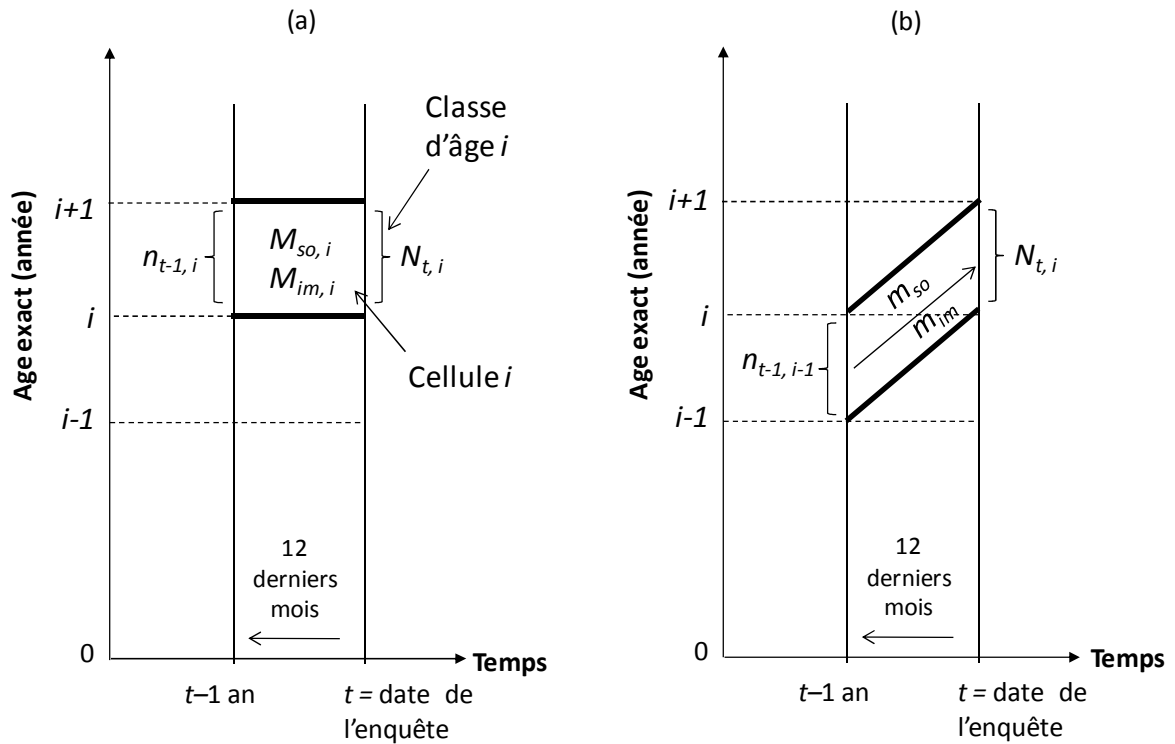


Figure 59 : Diagramme de Lexis pour une enquête rétrospective sur les douze derniers mois. (a) Données disponibles après l'enquête pour une classe d'âge  $i$  (données de la cellule  $i$ ). Voir le texte pour la signification des variables. Les variables connues après l'enquête sont indiquées en majuscules et celles inconnues en minuscules. (b) Situation réelle. Les  $N_{t,i}$  animaux présents au temps  $t$  dans la classe  $i$  proviennent des  $n_{t-1,i-1}$  animaux présents au temps  $t-1$  dans la classe  $i-1$ , et non des  $n_{t-1,i}$  animaux de la classe  $i$ . Source : [OV2].

En fait, les difficultés d'estimation avec la méthode des douze derniers mois viennent de l'estimation des effectifs initiaux  $n_{t-1,i}$  par cellules  $i$  à partir des données partielles fournies par l'enquête. Ces effectifs sont utilisés pour estimer les temps  $T_i$  et ensuite les taux instantanés  $h_i$ . J'ai proposé deux nouvelles méthodes (M3-4) pour améliorer les précédentes estimations de  $T_i$ .

La méthode M3 ([ACL17]), comme M1, évite d'estimer les effectifs par classes d'âge au temps  $t-1$ . L'estimation s'effectue en deux étapes. Il s'agit tout d'abord d'estimer le temps total de présence  $T$  des animaux dans le troupeau ( $T = \sum_i T_i$ ). Cette estimation, beaucoup plus aisée que celle des  $T_i$ , est obtenue par (ci-dessous, les variables sont des sommes sur l'ensemble des classes d'âge, donc il n'y a pas d'indice  $i$ ) :

$$T \approx (n_{t-1} + N_t) / 2$$

$$\text{avec :} \quad n_{t-1} = N_t - B + M_{so} - M_{im}$$

$B$  : effectif de naissances entre  $t-1$  et  $t$ .

Ensuite, M3 suppose une stabilité démographique entre  $t-1$  et  $t$  mais uniquement en termes de structure d'âge (hypothèse moins contraignante que l'hypothèse d'équilibre démographique posée dans M1). Dans ce cas :

$$T_i / T \approx N_{t,i} / N_t$$

et donc  $T_i$  peut être estimé par :

$$T_i = T \times (N_{t,i} / N_t)$$

M4 reprend une méthode utilisée dans l'analyse des tables de vie en démographie humaine. Les événements  $M_{so,i}$  et  $M_{im,i}$  survenant dans la cellule  $i$  sont supposés répartis de manière uniforme dans la cellule carrée. La cellule peut alors être segmentée en deux triangles représentant chacun la moitié des effectifs des événements ( $M_{so,i}/2$  et  $M_{im,i}/2$ ) (Figure 60). Ceci est effectué pour chaque cellule  $i$  et  $T_i$  peut alors être estimé par :

$$T_i = (n_{t-1,i} + N_{t,i}) / 2$$

avec :

$$n_{t-1,i} \approx N_{t,i+1} + (m_{so,i} + m_{so,i+1}) / 2 - (m_{im,i} + m_{im,i+1}) / 2$$

Dans [ACL3], j'ai comparé les biais des quatre méthodes M1-4 pour l'estimation du taux annuel de mortalité, ainsi que de trois méthodes pour le taux annuel de mise bas, non détaillées ici. Les biais ont été estimés d'après les données PPR et ABT. Dans des fenêtres successives de douze mois, j'ai comparé les estimateurs  $h$  utilisant M1-4 à des estimations de référence  $h_{ref}$  représentant les vraies valeurs. Les estimations  $h_{ref}$  ont été obtenues par la somme des taux mensuels de la fenêtre considérée, pour éliminer les éventuelles interférences saisonnières :

$$h_{ref} = \sum_j h_{ref,j} = \sum_j (m_j / T_j)$$

où  $j$  représente l'indice de mois. Les biais  $b = h - h_{ref}$  pouvaient être négatifs ou positifs selon les méthodes et les fenêtres considérées.

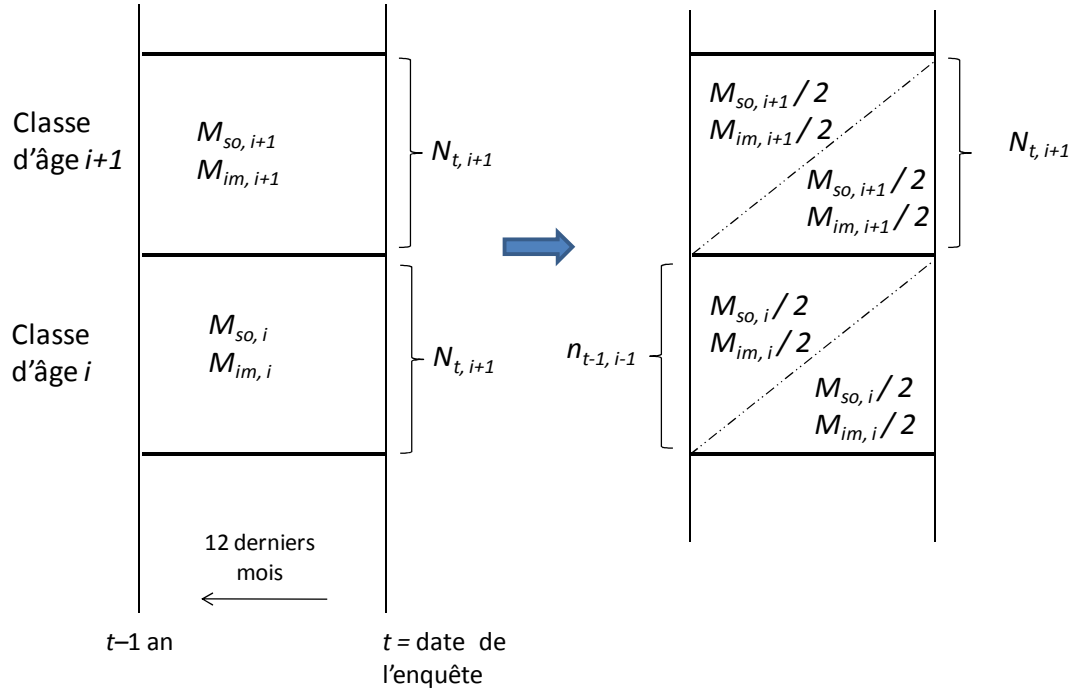


Figure 60 : Principe de la méthode M4 pour estimer les effectifs des animaux présents douze mois avant l'enquête dans les classes d'âge annuelles  $i$  :  $n_{t-1, i} = N_{t, i+1} + (M_{so, i} + M_{so, i+1}) / 2 - (M_{im, i} + M_{im, i+1}) / 2$ . Source : [ACL3], [OV2].

Pour pouvoir hiérarchiser les méthodes en fonction du biais, j'ai calculé l'écart quadratique moyen empirique ( $EQM_e$ ) des différents taux  $h$  ( $EQM_e$  fait la synthèse de la moyenne et de la variance du biais) :

$$\begin{aligned}
 EQM_e &= (1/K) * \sum_{k=1}^K (b_k)^2 \\
 &= (1/K) * \left[ \sum_{k=1}^K \left( \frac{\sum_{k=1}^K b_k}{K} \right)^2 + \sum_{k=1}^K \left( b_k - \frac{\sum_{k=1}^K b_k}{K} \right)^2 \right] \\
 &= [Mean(b_k)]^2 + Var(b_k)
 \end{aligned}$$

où  $k$  représente une fenêtre de douze mois donnée et  $K$  le nombre total de fenêtres considérées dans la période d'étude.

Pour la mortalité (Figure 61), M4 a présenté les  $EQM_e$  les plus faibles pour toutes les catégories d'animaux (espèces, sexes et classes d'âge) exceptés pour les jeunes ovins mâles pour lesquels M3 a été légèrement meilleure. Les résultats concernant les taux d'exploitation et d'importation (non publiés) ont été dans le même sens.

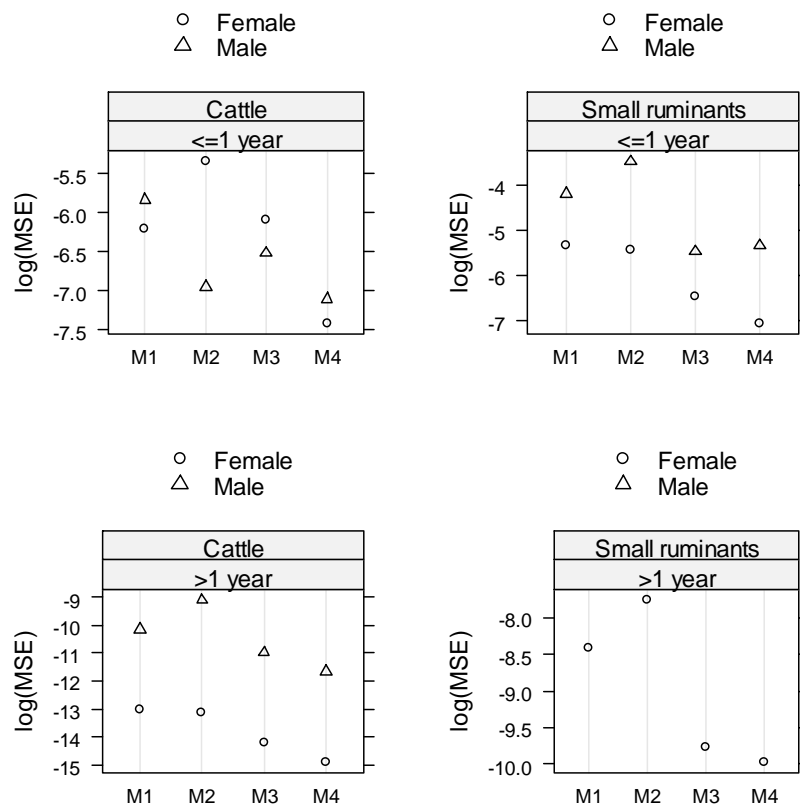


Figure 61 : Logarithmes des écarts quadratiques moyens (« MSE »= $EQM_e$ ) des taux annuels de mortalité estimés avec les méthodes M1-4 par espèces, sexes et classe d'âge d'après les données de suivis individuels PPR et ABT au Sénégal. Source : [ACL3].

Un résultat général des études a été de confirmer les forts biais statistiques attachés à la méthode des douze derniers mois, quelle que soit la méthode d'estimation utilisée. Même M4 a engendré des biais non négligeables. Par exemple pour la mortalité, malgré des biais relatifs médians inférieurs à 7 % pour toutes les espèces (en valeur absolue), la variabilité des biais a été très élevée (Figure 62), notamment chez les petits ruminants. Les troupeaux de petits ruminants ont des renouvellements rapides et une démographie très saisonnée, avec des variations brutales de taux démographiques, qui s'éloignent des hypothèses posées dans les méthodes M1-4 : par exemple M4 suppose une répartition uniforme des événements dans les cellules  $i$ . Ceci peut créer des perturbations dans les estimations.

Face aux biais potentiels importants de ce type d'enquête, une recommandation est de s'intéresser davantage, quand cela est possible, aux différences de taux estimés entre cheptels plutôt qu'aux valeurs absolues des taux estimées pour chaque cheptel, en espérant que les biais sont du même ordre de grandeur dans tous les cheptels comparés (et donc qu'ils s'annulent lors des comparaisons).

En termes opérationnels, il aurait été intéressant de pouvoir identifier les fenêtres de douze mois les plus favorables pour limiter les biais statistiques (p. ex. « janvier-décembre », « février-janvier », etc.). Mais l'étude préliminaire réalisée dans ce sens ([ACL3]) n'a pas montré de tendance claire. Ceci est vraisemblablement en relation avec la multiplicité des biais, qui interagissent et dont les effets n'apparaissent pas forcément avec la même intensité chaque année. En pratique, je recommande donc pour l'instant de fixer le calendrier d'une enquête sur les douze derniers mois en fonction des contraintes de terrain (présence des troupeaux dans la zone d'enquête,

disponibilité des éleveurs, etc.), plus qu'en fonction de résultats statistiques. Le calage de l'enquête sur des périodes particulières (p. ex. début ou fin d'une saison culturale) facilitant les réponses de l'éleveur est également un facteur de choix important.

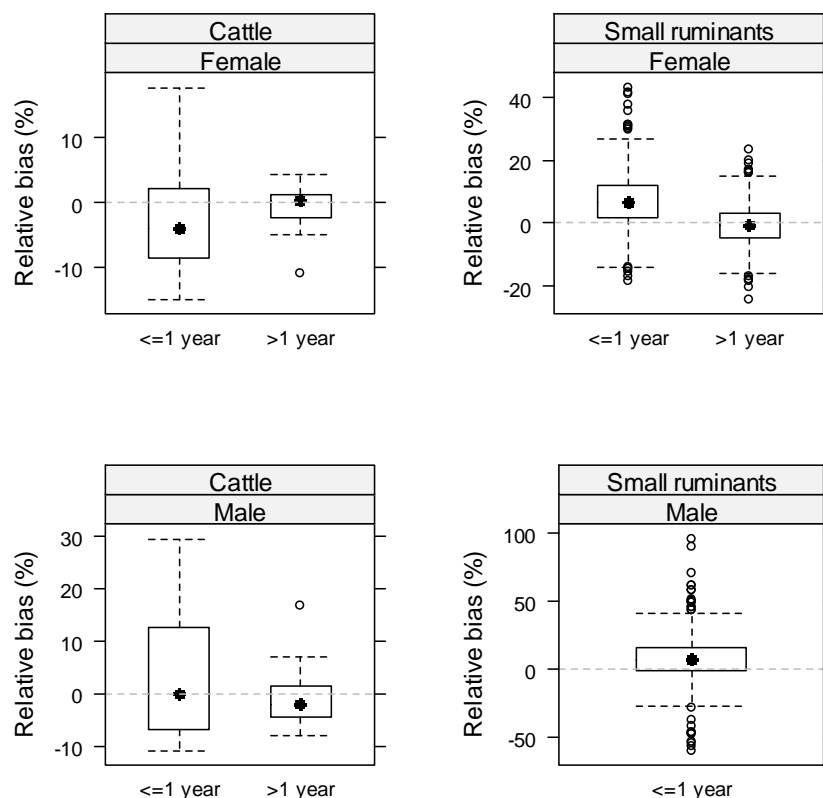
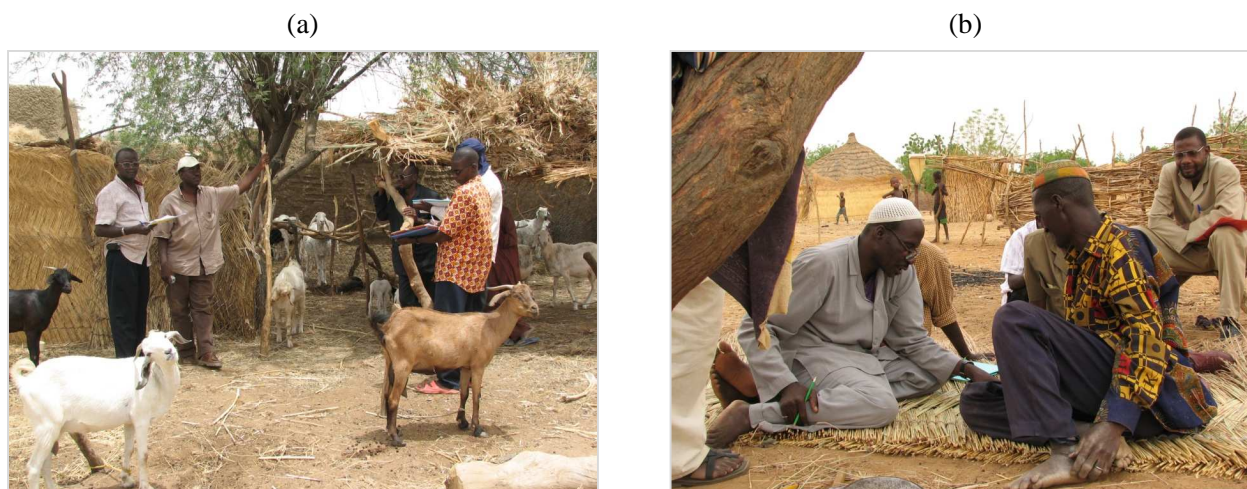


Figure 62 : Biases relatifs (% par rapport à la valeur de référence) des taux annuels de mortalité estimés avec la méthode M4 par espèces, sexes et classe d'âge sur les données de suivis individuels PPR et ABT au Sénégal. Source : [ACL3].

## L'outil 12MO

Parallèlement à ces travaux méthodologiques, j'ai développé l'outil « 12MO » ([OV2]) permettant de mettre en œuvre ce type d'enquête (Photo 2). Ce développement a profité d'une succession de travaux collaboratifs, impliquant notamment différents collègues du CIRAD (Xavier Juanès et Samir Messad), des agents d'institutions internationales (Augustine Ayantunde et Bruno Gérard, ILRI/ICRISAT) et des partenaires du Sud (Mahamadou Saley, Ministère des Ressources Animales du Niger ; Issa Sawadogo, Ministère des Ressources Animales du Burkina Faso).

12MO comprend un protocole de terrain standardisé, des questionnaires d'enquête (annexe 9.4), une base de données Ms Access (avec interface de saisie) et des routines informatiques d'estimation des paramètres démographiques. Ces routines ont été regroupées sous la forme d'un package R appelé que j'ai « t12mo » (Tableau 26). Les fonctions ont le même principe d'utilisation et la même syntaxe que celles du package laserdemog précédemment décrit pour les données LASER.



*Photo 2 : Formation d'enquêteurs à la méthode 12MO. (a) Projet DGCD-PAD, Niger, 2006 (enquête ILRI/ICRISAT), (b) Recensement national, Niger, 2008 (enquête Ministère des Ressources Animales).*

*Tableau 26 : Liste des fonctions du package t12mo pour l'estimation des paramètres démographiques à partir de données 12MO. Source : [OV2].*

Function	Objective	Data used
disp	Display the contents of each variable of the tables present in database 12mo.accdb (this function is used for data checking).	12mo.accdb
check	Check the contents of the tables present in database 12mo.accdb (this function is used for data checking).	12mo.accdb
import12mo	Import data from the database 12mo.accdb under R and prepare the data for calculations of the demographic parameters (the function creates the working tables tabanim, tabpar, tabmov and tabamr)	12mo.accdb
stru	Herd size and sex-by-age structure	tabanim
abort	Abortion rate	tabpar
partur	Parturition rate	tabpar
prolif	Prolificacy rate	tabanim
stillb	Stillbirth rate	tabanim
exit	Exit rates (mortality and offatke)	tabmov
entry	Intake rates	tabmov
syntmov	Synthesis of exit (mortality and offtake) and entry (intake) rates	tabmov
amr	Global demographic indicators (annual multiplication rate and production rates)	tabamr

Depuis son élaboration, l'outil 12MO a été utilisé dans plusieurs pays d'Afrique. Au Niger, une enquête a été menée en 2006 par l'ILRI/ICRISAT pour étudier la variabilité des taux démographiques entre trois sites d'étude situés sur un gradient ouest-est ([276], projet financé par la coopération belge). Le Ministère de Ressources Animales a ensuite mené une enquête en 2007 sur

l'ensemble du pays dans le cadre du recensement général de l'agriculture et du cheptel, puis une autre en 2008 dans la région administrative de Tahoua (dans le cadre d'un projet européen d'appui aux services techniques). Des enquêtes similaires ont été réalisées en 2009 au Burkina. Plus récemment (2010), l'ILRI a appliqué 12MO dans quatre pays (Gambie, Guinée, Mali, Sénégal) pour réaliser un diagnostic préliminaire sur la productivité du bétail endémique d'Afrique de l'Ouest (projet PROGEBE, [www.progebe.net](http://www.progebe.net)). Les données collectées au cours de ces enquêtes sont en cours d'analyse et de valorisation.

Comme les autres outils présentés, 12MO est voué à être amélioré et complété au cours d'activités de recherche futures. L'un des aspects insuffisamment approfondis concerne l'estimation du taux annuel de mise bas. 12MO fournit deux types d'estimations. La première estimation concerne uniquement les douze derniers mois avant l'enquête. La seconde est un taux de mise bas moyen sur une période rétrospective de plusieurs années. Il y a un fort enjeu à disposer de ce type d'estimation moyenne qui pourrait, dans une certaine mesure, se substituer à la mise en place de longs suivis pour prendre en compte la variabilité interannuelle du taux de mise bas.

Cette estimation moyenne sur le long-terme est obtenue en ajustant des régressions linéaires (Figure 63) sur les données d'âge et de parité collectées pour les femelles présentes dans le troupeau (cf. fiche « Q1 » de l'annexe 9.4). J'ai proposé cette approche en m'inspirant de travaux reportés par Coulomb en 1975 ([153]) et Lhoste *et al.* en 1993 ([22]). Elle consiste à ajuster la droite suivante :

$$\text{parité} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{âge} \quad (\text{Figure 63-a})$$

(avec l'âge exprimé en années révolues) ou, lorsqu'on impose  $\beta_0 = 0$  :

$$\text{parité} = \beta_1 \times \text{âge} \quad (\text{Figure 63-b})$$

Par définition, la pente  $\beta_1$  est l'effectif moyen de mise bas survenant par année supplémentaire vécue par la femelle. Cette pente peut donc être considérée comme un estimateur du taux annuel de mise bas sur l'ensemble des histoires de vie des femelles de l'échantillon.

Dans les études préliminaires que nous avons effectuées sur des données du Niger et du Burkina Faso (Samir Messad, CIRAD, et moi-même), la méthode par régression a donné des résultats cohérents. Malgré le fort intérêt potentiel de la méthode par régression, le manque d'étude sur les biais statistiques limite cependant son utilisation, car les niveaux d'incertitudes attachés aux estimations ne sont pas connus. Il faudrait estimer spécifiquement les biais statistiques de cette méthode, avec des approches telles que celles utilisées pour les méthodes M1-4 décrites plus haut pour les taux de sortie.

D'autres évolutions de 12MO devront également être envisagées. Par exemple, la méthode a pour l'instant ciblé l'estimation de paramètres des MM-âge. Des fiches d'enquête complémentaires pourraient être élaborées pour l'estimation des paramètres des MM-imb.

Enfin, une limitation actuelle de la méthode est qu'elle ne permet pas d'enquêter des troupeaux de taille trop grande. D'après nos tests effectués sur le terrain, les fiches actuelles (surtout Q1) deviennent très laborieuses à renseigner si le troupeau dépasse 70-80 animaux. Des adaptations de la méthode pourraient être envisagées pour l'enquête spécifique des grands troupeaux.



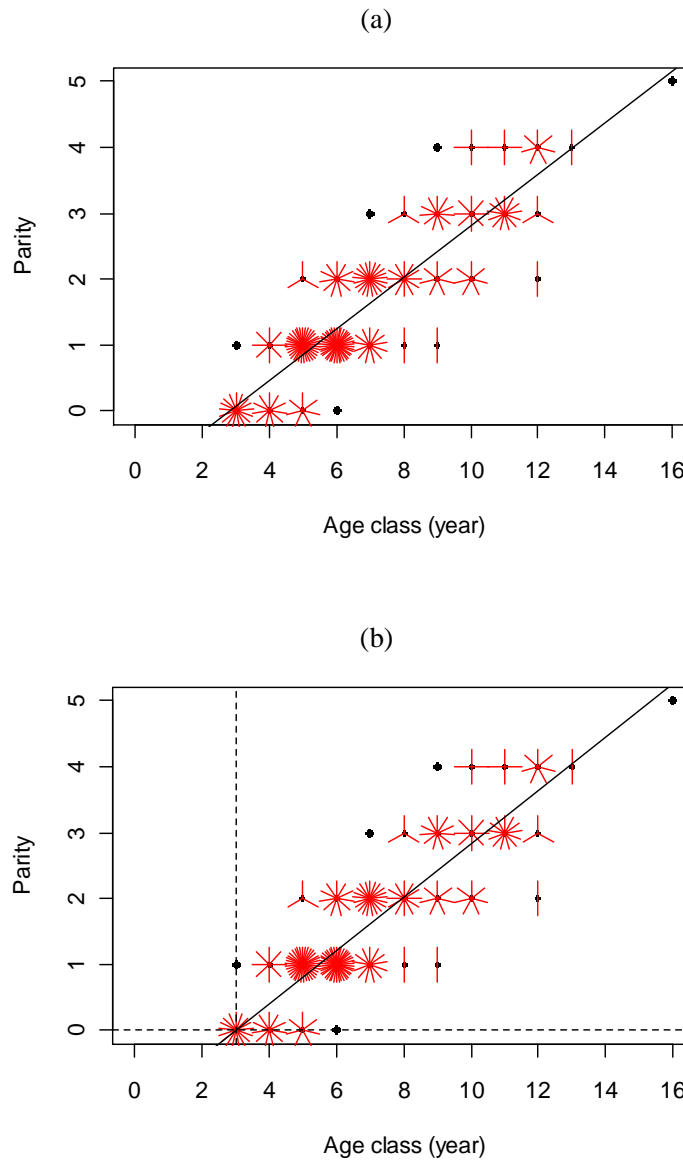


Figure 63 : Exemple de régressions linéaires âge  $\times$  parité pour des femelles bovines. (a) Modèle avec « intercept » ( $y = \beta_0 + \beta_1 \times x$ ), (b) Modèle sans « intercept » ( $y = \beta_1 \times x$ ) forçant la droite à passer par l'origine {âge = 3, parité = 0} (l'étude considère ici que la reproduction démarre à partir de l'âge 3 ans révolus). Dans cet exemple, les taux de mise bas annuels estimés ( $h_{mb}$ ) ont été respectivement de  $\beta_1 = 0.39/\text{an}$  et  $\beta_1 = 0.40/\text{an}$ . Dans les graphiques, la superposition de points (femelles ayant le même âge et la même parité) a été représentée par des symboles en étoiles (l'effectif de branches dans l'étoile est proportionnel à l'effectif de points superposés). Source : [OV2].

# 7.

## **Perspectives de recherche et conclusion**

### **7.1. Introduction**

Beaucoup de questions restent en suspens ou sont à développer pour poursuivre et étendre l'application des modèles matriciels aux cheptels tropicaux. Certaines questions concernent des difficultés méthodologiques, d'autres sont liées à la complexité des phénomènes biologiques représentés et au manque de connaissances sur ces phénomènes. J'en ai évoqué un certain nombre dans ce mémoire. Le présent chapitre tente de les étendre et de les organiser dans un plan de travail pour les années futures. J'ai structuré ce plan de travail autour des quatre axes suivants : (i) modélisation de la variabilité environnementale avec les modèles matriciels, (ii) élaboration de référentiels biotechniques sur les cheptels, (iii) estimations des biais d'agrégation et inférences dans les modèles, et (iv) interfaces entre modèles et épidémiologie animale. Les perspectives proposées ne sont pas exhaustives et ne constituent pas un panorama des questions possibles. Elles constituent un point de vue personnel sur des besoins prioritaires pour l'amélioration des connaissances sur les processus démographiques des cheptels tropicaux. Ce point de vue résulte de mon analyse du domaine depuis mon entrée au CIRAD en 1996, avec un regard situé à l'interface de la biométrie, de la zootechnie et de l'épidémiologie.

L'application des modèles matriciels aux problématiques des systèmes d'élevage extensifs tropicaux est un domaine très ouvert et qui, bien qu'assez ancien (années 1970-75), n'en est qu'à ses débuts en termes d'applications. L'élevage extensif de ruminants a, aujourd'hui plus qu'hier, une importance majeure face aux besoins alimentaires croissants des pays en développement ([343]), et particulièrement des pays d'Afrique subsaharienne. Malgré des productivités faibles, les cheptels de ruminants des PVD sont en croissance et surpassent en effectifs ceux des pays développés. Par exemple, d'après les statistiques officielles FAO, Bocquier & Gonzales-Garcia ([343]) reportent pour les bovins un cheptel PVD qui représenterait 76 % du cheptel mondial en 2004, et pour les ovins et les caprins des pourcentages respectifs de 66 % et de 96 %. La réponse aux défis alimentaires (issus de la croissance démographique humaine) par l'augmentation croissante des effectifs d'animaux sans changer les pratiques de production, est de plus en plus controversée (Rapport de l'UMR SELMET pour l'AERES, 2010). Ainsi, des enjeux forts existent aujourd'hui autour de l'intensification raisonnée ou « écologique » des élevages traditionnels, visant à augmenter la productivité des troupeaux tout en limitant les impacts néfastes de l'élevage sur l'environnement (production de gaz à effets de serre, dégradation des pâturages, déforestations, etc.). Les modèles sont des outils importants pour accompagner cette recherche d'intensification.

Les systèmes traditionnels sont également confrontés à des contextes changeant, de plus en plus globalisés : hypothèses de réchauffement climatique, mondialisation des phénomènes économiques et des risques sanitaires, etc., mais aussi à des échelles plus fines : compétitions pour l'espace et les ressources dans les terroirs, etc. Des problématiques d'adaptation et de durabilité des systèmes, dont la productivité à long terme est une composante ([133]), se sont substituées aux approches productivistes classiques. En 2001, Landais & Balent ([68]) ont souligné la complexité des systèmes extensifs (le schéma conceptuel présenté par Bocquier & Gonzales-Garcia [343] p.1259 sur les composantes de la durabilité des systèmes de production de ruminants est une illustration de cette complexité) et l'intérêt de la modélisation pour la compréhension et la maîtrise de ces systèmes. Beaucoup des modèles ont abordé la complexité des systèmes traditionnels par une approche holistique. Les modèles matriciels s'inscrivent dans des approches moins holistiques et mécanistes que les modèles complexes, en simplifiant d'avantage les phénomènes. Malgré l'attractivité des modèles holistiques, les modèles matriciels sont eux aussi très performants pour caractériser des systèmes (élaboration de référentiels biotechniques), estimer l'effet d'interventions (comme des changements de pratiques d'élevage), faciliter la compréhension des phénomènes, réaliser des prospectives et estimer les facteurs influents et les niveaux d'incertitudes dans certains résultats. Il n'y a par ailleurs pas de frontière fermée entre les deux approches. Par exemple, les résultats obtenus à l'aide d'un modèle matriciel peuvent très bien être intégrés dans des modèles holistiques.

### **Positionnement et collaborations**

Mes futures activités autour des modèles matriciels s'inscrivent pleinement dans les thématiques de l'UMR CIRAD/INRA « SELMET » (Systèmes d'élevage méditerranéens et tropicaux) dans laquelle je suis positionné. Cette UMR est composée de trois équipes. La première équipe s'intéresse à la dynamique de l'élevage à l'échelle des territoires : relation des filières élevage avec l'environnement, effet des politiques publiques, accès aux marchés, etc. La seconde équipe aborde, à l'échelle de l'animal, les capacités adaptatives et les dynamiques d'interactions biologiques sous l'effet des pratiques d'élevage. La troisième équipe s'intéresse, à l'échelle des fermes, aux évolutions des systèmes d'élevage dans un contexte changeant : performances, durabilité et pratiques d'élevage. Je suis actuellement positionné dans l'équipe n°3, avec des interactions thématiques fortes avec les équipes n°1 et n°2, notamment autour des risques climatiques et des relations entre alimentation et performances animales. Mes autres collaborations prévues au sein du CIRAD concernent principalement l'UMR « CMAEE » (Contrôle des maladies animales exotiques et émergentes), notamment avec Renaud Lancelot, sur des questions

d'épidémiologie animale dans les systèmes de production (cf. plus loin). J'ai également des contacts fréquents avec différents biométriciens répartis au sein des équipes du CIRAD.

En externe, mes collaborations avec les équipes françaises se tournent vers l'UMR « CEFÉ » (Centre d'écologie fonctionnelle et évolutive, CNRS Montpellier, [www.cefe.cnrs.fr](http://www.cefe.cnrs.fr)), notamment avec Jean-Dominique Lebreton qui a été mon Directeur de Thèse et qui développe de nombreuses recherches sur les modèles matriciels appliqués aux populations sauvages, et vers l'UMR ONIRIS/INRA « BioEpAR » (Biologie, épidémiologie et analyse de risque en santé animale, [www.oniris-nantes.fr](http://www.oniris-nantes.fr)) avec Pauline Ezanno sur l'interface démographie/épidémiologie (comme pour l'UMR CMAEE).

En ce qui concerne les équipes étrangères, je poursuis et développe mes collaborations avec les services techniques d'élevage des pays d'Afrique de l'Ouest (p. ex. au Burkina Faso, au Mali, et au Niger), très demandeurs de méthodologies et d'études démographiques, ainsi qu'avec les structures de recherche nationales (p. ex. l'Institut d'Economie Rurale au Mali). J'ai par ailleurs des collaborations actives et pérennes avec l'ILRI, notamment avec Karen Marshall (« Animal Breeding Group ») sur des problématiques d'estimations de performances des troupeaux, et avec Mario Herrero (« Sustainable Livestock Futures Group ») sur des problématiques de perspectives face aux risques climatiques. Il est prévu d'élargir ces collaborations. Par exemple, je planifie de développer des activités au sein du PPZS (Pôle Pastoral en Zones Sèches, Sénégal) regroupant des agents SELMET et des agents de structures de recherches sénégalaises (ISRA, Université UCAD), avec une expatriation éventuelle au Sénégal dans un futur proche (ceci est en cours de réflexion au sein de mon unité). Des collaborations avec des équipes scientifiques internationales devront être également recherchées autour de méthodologies spécifiques, notamment autour de l'application des modèles végétation-herbivores (Australie, Mexique, Afrique du Sud) discutée plus loin.

Enfin, les recherches ciblant les questions posées autour des modèles matriciels en démographie animale tropicale ont bien sûr vocation à s'appuyer sur des sujets de thèses et de masters, à construire dans des projets de recherche en démarrage ou futurs.

Les quatre axes du plan de travail que je propose sont décrits dans les sections suivantes.

## **7.2. Démographie des cheptels et variabilité environnementale**

La forte variabilité des facteurs environnementaux (ressources alimentaires, risques sanitaires, etc.) observée dans les systèmes traditionnels d'Afrique subsaharienne est une contrainte importante pour la productivité et la survie des troupeaux domestiques. Un enjeu méthodologique est de disposer de modèles représentant cette variabilité, afin de pouvoir d'une part mieux comprendre les processus observés et d'autre part de pouvoir réaliser des études prospectives sur l'évolution des systèmes d'élevage. Par exemple, pouvoir prédire l'effet de modifications du régime pluviométrique selon diverses hypothèses de diminution ou d'augmentation globale des pluies dans certaines zones, ou de variabilité climatique plus ou moins élevée (cf. p. ex. [344]), nécessite de disposer de tels modèles.

Intégrer la variabilité environnementale dans les modèles démographiques n'est pas simple. Les modèles dépendant de l'environnement, notamment les modèles végétation-herbivores, ont été soit très théoriques, soit développés sur des systèmes disposant de longues séries temporelles de données. Parmi ces modèles, souvent complexes et composés d'un effectif élevé de relations empiriques, très peu ont pour l'instant été appliqués aux systèmes peu documentés d'Afrique subsaharienne. Les modèles matriciels ont ici une carte à jouer, car, suivant une démarche de modélisation descendante, ils permettent une intégration progressive de la complexité et fournissent des résultats quantitatifs facilement interprétables.

Les solutions techniques pour intégrer la variabilité environnementale dans un modèle matriciel sont connues. La difficulté se situe (comme dans les modèles complexes) au niveau de la définition et de l'ajustement des lois de réponse des paramètres démographiques aux variations

environnementales. La question est vaste et nécessite de mener une grande quantité de travaux et de collectes de données pour déterminer ces lois de réponse, en milieu villageois et en station de recherche. Ceci ne peut s'envisager que sur le long terme et comme le fruit de travaux de nombreuses équipes.

Dans ma démarche de recherche, je compte contribuer à ces travaux en abordant deux thématiques. La première thématique consiste à mieux comprendre et modéliser la saisonnalité des processus démographiques et l'effet de cette saisonnalité sur la productivité annuelle des troupeaux. La seconde thématique concerne la modélisation de l'effet des aléas climatiques (en particulier des sécheresses) sur la dynamique des cheptels à long terme.

### **7.2.1. Effet de la saisonnalité sur la productivité des troupeaux**

L'effet de la saisonnalité sur la productivité de troupeaux caprins au nord Kenya a récemment été abordé par Hary ([123]). Cependant, le modèle matriciel utilisé ne permettait pas de représenter explicitement les schémas saisonniers observés sur le terrain. Toujours sur les caprins, Tourrand & Landais ([93]) ont discuté l'effet de complémentation sur les taux saisonniers de mise bas dans des troupeaux du delta du fleuve Sénégal, mais sans utiliser de modèle démographique. A l'aide d'un modèle complexe TAMU (section 4.5.3), Sullivan *et al* ([215]) ont discuté d'un contrôle saisonnier de la reproduction (restriction de la période de fécondation de 12 à 9 mois) dans des troupeaux bovins en Tanzanie mais les auteurs n'ont pas fourni d'éléments de validation concernant la prédiction des processus saisonniers. Abassa *et al.* [345] ont utilisé un modèle similaire pour des bovins suivis en station de recherche au Sénégal. Dans mes travaux et le DEA de P. Ezanno ([295]), nous avons étudié la saisonnalité de manière phénoménologique (MM-âge périodique simulant les variations saisonnières) ou statistique (étude des interférences entre paramètres). Il faut compléter et approfondir ces études, en allant plus loin dans la compréhension et la modélisation des processus.

Le MM-âge périodique (section 6.1.2) que j'ai proposé dans mes travaux s'est avéré performant pour estimer des productivités annuelles et reproduire des variations saisonnières. Mais il est insuffisant pour simuler l'effet de variations de schéma saisonnier, notamment au niveau de la reproduction. Par exemple, le modèle permet de simuler une augmentation ou une diminution globale du taux de mise bas annuel (ce qui revient à « soulever » ou « abaisser » la distribution des taux saisonniers) mais simuler des variations de la saisonnalité des mises bas ou, de manière équivalente, des fécondations est plus difficile. Modifier le taux de fécondation d'un mois donné a nécessairement un effet sur les taux de fécondation des mois suivants en raison de la période de gestation (en d'autres termes, on ne peut pas modifier le taux d'un mois donné sans devoir modifier le taux d'un autre mois). Cette dépendance entre les taux saisonniers successifs n'est pas prise en compte dans le MM-âge. Dans sa thèse, Ezanno ([74], [200]) a initié le développement d'un MM-imb périodique sur des troupeaux bovins au sud Sénégal. Les MM-imb sont plus compliqués que les MM-âge mais ont l'intérêt de représenter explicitement le cycle reproductif des femelles. Ceci permet de simuler des variations du schéma saisonnier de reproduction de manière plus mécaniste, et éventuellement de coupler ce schéma à des facteurs externes comme l'état nutritionnel des femelles.

Je pense qu'il est important de prolonger les travaux initiés par Ezanno autour des MM-imb. Les travaux d'Ezanno ont concerné des troupeaux bovins en milieu soudano-guinéen subhumide. Il faut étendre ce type d'étude aux autres milieux, notamment dans les zones agropastorales arides à fortes contraintes saisonnières et où se posent des problématiques de viabilité des troupeaux. L'intensification des systèmes à forte intégration agriculture-élevage des zones humides et subhumides est également concernée par la saisonnalité des processus. Pour les caprins et les ovins, tout reste à faire au niveau des MM-imb périodiques. En pratique, je propose un travail en deux étapes complémentaires.

(i) La première étape est de construire des MM-imb périodiques « simples », c'est-à-dire ne représentant (pour la reproduction) que les stades reproductifs (cf. p. ex. Figure 30), et non pas

d'autres états comme l'état nutritionnel des animaux. L'objectif de ces modèles sera d'explorer la sensibilité globale du système de production. Par exemple, il s'agira de répondre aux questions suivantes : quels sont les effets attendus de production pour une modification légère ou conséquente de la distribution des fécondations, conditionnellement aux conditions de survie des animaux dans les différentes saisons ? Quelle est la variabilité des besoins alimentaires selon les saisons selon différents schémas saisonniers des naissances ? Y a-t-il adéquation entre ces besoins saisonniers et les ressources disponibles dans les villages ? Quels sont les gains de productivité attendus en fonction de réductions des mortalités saisonnières ? Etc.

Ce type de travaux pourra être initié dès maintenant, par exemple pour les petits ruminants en s'appuyant sur la base PPR. Ceci permettrait notamment de mieux valoriser les données disponibles sur les caprins, qui ont été sous-utilisées pour l'instant : à ma connaissance, ces données n'ont fait l'objet que d'une seule publication dans une revue à facteur d'impact ([ACL10]). Ceci permettrait également d'affiner l'analyse des carrières reproductrices des femelles. Les études réalisées sur les petits ruminants du PPR se sont pour l'instant limitées à estimer des taux de mise bas  $h_{mb}$  (saisonniers ou annuels) par groupe d'âge, sans tenir compte de l'histoire reproductive des femelles (succession des cycles) ou de la variabilité individuelle et temporelle de ces histoires reproductives. La ré-analyse des données PPR avec un point de vue « MM-imb » permettrait d'approfondir ces études et le point de vue « diversité individuelle », en ciblant par exemple les questions suivantes : à Kolda, les brebis et les chèvres mettant bas deux fois dans l'année sont-elles toujours les mêmes d'une année sur l'autre ? Existe-t-il des « mauvaises » et des « bonnes » reproductrices sur le long terme, et quelles sont les stratégies d'exploitation des éleveurs face aux histoires reproductives ? Comment se constitue le double pic de mises bas par rapport aux histoires reproductives ? Etc. Bien qu'abordé qualitativement dans certains articles, ceci n'a finalement été que très peu étudié de manière quantitative.

(ii) La deuxième étape est d'ajouter l'état corporel des animaux (NEC) dans les MM-imb périodiques simples, dans la continuité du modèle d'Ezanno. L'objectif est ici d'étudier et de simuler la variabilité démographique des troupeaux en fonction de la saisonnalité des apports alimentaires (ressources naturelles ou compléments). Les études pourront se placer dans des problématiques de viabilité des troupeaux : p. ex. assurer la survie des femelles en fin de saison sèche dans les zones arides difficiles, ou d'augmentation de la productivité : p. ex. quels sont les gains attendus en fonction de scénarios d'augmentation de NEC ? Il pourrait être envisagé de compléter également les modèles par des équations de changement de NEC en fonction des quantités d'aliments ingérés, pour aboutir à des modèles de type « feed-driven ». En amont des simulations, il faudra estimer l'effet des NEC sur les taux démographiques, notamment sur les taux de reproduction et de mortalité, ce qui nécessite des données dynamiques sur l'état nutritionnel des animaux. Ces données sont rares en milieu tropical (p. ex. les données PPR ne contiennent pas d'information sur les NEC). Il sera donc nécessaire de mettre en place des dispositifs de terrain spécifiques, sur les petits ruminants, mais aussi sur les bovins en complément des données ABT. Ces dispositifs correspondent à des suivis individuels s'étalant sur deux ou trois cycles annuels complets. Une discussion a été initiée avec Emmanuel Tillard et Jonathan Vayssières (équipe SELMET n°3), et des zootechniciens de des équipes n°1 (Alexandre Ickowicz) et n°2 (Denis Bastianelli, Eliel Gonzalez), sur la possibilité de lancer de tels dispositifs au Sénégal dans le cadre d'un ou plusieurs projets à développer autour de la thématique alimentation animale/reproduction.

### 7.2.2. Effet des risques climatiques sur la dynamique des cheptels à long terme

Les cheptels tropicaux sont soumis en permanence à des variabilités environnementales interannuelles. Certaines années, cette variabilité s'exprime par des événements extrêmes, que j'appelle « chocs environnementaux ». Ces chocs peuvent avoir des origines diverses : des sécheresses (Afrique subsaharienne), des guerres (p. ex. Mozambique, Rwanda, Somalie), des inondations (p. ex. Ethiopie, Kenya), des pandémies (p. ex. peste bovine en Afrique dans les années

1970), etc. Ils provoquent des baisses significatives dans les effectifs d'animaux en raison de mortalités, d'abattages et de ventes d'urgence d'animaux et de départs définitifs de familles, ainsi que des changements importants dans la structure sexe-âge des cheptels (car toutes les catégories d'animaux ne sont pas touchées avec la même intensité). Des perturbations importantes et durables peuvent ainsi survenir dans la dynamique des cheptels, particulièrement chez les bovins qui se reconstituent moins vite que les petits ruminants. Les sécheresses survenues au Sahel en 1971-73 et 1983-84 sont notamment supposées responsables d'une diminution irréversible du stock bovin sahélien. Cette hypothèse, bien que probable, ne peut être complètement confirmée en raison des incertitudes existant dans les statistiques officielles des pays sur les effectifs d'animaux.

La modélisation de l'impact des chocs environnementaux sur les cheptels domestiques est un sujet vaste et complexe. En Afrique subsaharienne, ce sujet a été abordé dès les années 1975 ([77], [78]) par des modèles de projection sous scénarios. Il a également été abordé dans les années 1989-1991 à l'aide de modèles d'optimisation simulant la composition spécifique de troupeaux familiaux ([45], [346]) : il s'agissait d'estimer les proportions de petits et de grands ruminants qui maximisent la viabilité maximale du troupeau familial. Modéliser la démographie des cheptels en présence de chocs est un sujet qui reste pleinement ouvert aujourd'hui, en particulier face aux hypothèses de changements climatiques : quels impacts aurait une augmentation de la fréquence ou de l'intensité des sécheresses ?

Cette modélisation met en jeu des processus biologiques, mais aussi des interactions avec les pratiques d'élevage. Des défis importants sont posés quant à la formalisation des modèles, notamment au niveau du couplage entre alimentation animale et démographie ou, de manière plus large, entre la dynamique des ressources et la démographie (modèles végétation-herbivores).

Dans mes travaux, je n'ai fait pour l'instant qu'aborder cette thématique. Dans le cadre du projet de recherche ANR ECLIS (Vulnérabilité et résilience des systèmes pastoraux, 2009-2011) coordonné par le CESBIO-Toulouse<sup>4</sup> (Pierre Hiernaux, et pour les collaborateurs CIRAD : Abdrahmane Wane, Alexandre Ickowicz et Christian Corniaux), j'ai initié une étude sur la dynamique de reconstitution des cheptels bovins sahéliens après une sécheresse. Une étude bibliographique préliminaire m'a permis de constater que les résultats déjà reportés dans la littérature sur ce type de reconstitution étaient souvent partiels ou établis à dire d'experts. Par exemple, en 1988 Cossins & Upton ([79]) résument la situation de la manière suivante :

« Various studies have suggested that recovery of cattle herds after a severe drought may take 10 to 15 years (Tacher 1975, Dahl and Hjort 1976) ».

Cette assertion a eu valeur de postulat dans la plupart des rapports et des articles abordant les chocs environnementaux publiés par la suite, en dépit du fait que les résultats partiels présentés dans Tacher [77] sont plus variables et en contradiction avec ce que reportent Cossins & Upton. Il m'a semblé important de revisiter cette question, et ces travaux sont l'objet d'un article en préparation ([ACLP2]).

J'ai pris l'exemple d'un cheptel bovin sahélien « moyen » et j'ai utilisé un MM-âge pour explorer quantitativement la dynamique de ce cheptel après une sécheresse, selon différentes hypothèses. Pour simplifier l'étude, j'ai supposé que l'environnement était constant après le choc, correspondant au modèle  $x(t+1) = A \times x(t)$ . En particulier, j'ai supposé qu'il n'y avait pas de nouvelles sécheresses après celle considérée. J'ai ensuite estimé la sensibilité de la dynamique post-sécheresse à douze facteurs de variation (Tableau 27) représentant les caractéristiques du cheptel après le choc.

<sup>4</sup> Centre d'Etudes Spatiales de la BIOSphère

Tableau 27 : Facteurs de variations pris en compte dans l'analyse de sensibilité de la dynamique post-sécheresse d'un cheptel bovin sahélien. Pour chaque facteur, l'intervalle de variation a été défini d'après la littérature et mon expertise personnelle. L'espace des paramètres a une dimension  $3^{12} = 531441$ . Il était impossible d'explorer de manière exhaustive cet espace, en raison du temps de calcul trop élevé. J'ai réduit l'effectif de simulations ( $n = 10\,000$  combinaisons de valeurs de paramètres) par échantillonnage, à l'aide de la méthode des hyper-cubes latins répliqués (qui assure une bonne représentation de l'espace des paramètres [58]). Pour chaque combinaison de valeurs, le résultat de la simulation consistait en deux variables : reconstitution ou non, et si oui, temps de reconstitution. Source : [ACLP2].

Paramètres	Définition	Valeurs explorées		
		Faible	Modérée	Elevée
DECL	Proportion de perte due au choc	0.25	0.50	0.75
STRF	Proportion de femelles dans le cheptel juste après le choc	0.50	0.70	0.90
STRE	Coefficient multiplicatif fixant la forme de la structure d'âge (classes classes) juste après le choc : déséquilibrée (monomodale) vs. équilibrée	0.0	0.5	1.0
AGEC	Age de réforme finale des femelles (an) appliqué après le choc	11	13	16
COFF	Coefficient multiplicatif du taux d'exploitation de base des femelles (avant réforme finale) appliqué après le choc	0.0	0.2	0.4
COFM	Coefficient multiplicatif du taux d'exploitation de base des males (avant réforme finale) appliqué après le choc	0.0	0.5	1.0
CALV	Taux de mise bas (/année) des femelles $\geq 4$ ans appliqué après le choc	0.45	0.55	0.65
DEA1	Taux instantané de mortalité (/année) des juvéniles appliqué après le choc	0.10	0.20	0.30
DEA2	Taux instantané de mortalité (/année) des subadultes appliqué après le choc	0.04	0.07	0.10
DEA3	Taux instantané de mortalité (/année) des adultes appliqué après le choc	0.01	0.03	0.05
CCAL	Coefficient multiplicatif du taux de mise bas des vieilles femelles (quand AGEC=16) – Pour l'étude de l'effet "sénescence"	0.50	0.75	1.00
CDEA	Coefficient multiplicatif du taux de mortalité des vieilles femelles (quand AGEC=16) – Pour l'étude de l'effet "sénescence"	1	3	5

Malgré des hypothèses très simplificatrices (p. ex. un environnement constant), les résultats préliminaires de l'étude ont apporté beaucoup d'informations. Tout d'abord, ils ont montré que le temps de reconstitution était fortement influencé par le régime transitoire du modèle (période observée avant la stabilisation du système ; Figure 64). En d'autres termes, ce temps ne peut être estimé directement à partir du taux de croît à long terme  $\lambda$  : selon la structure sexe-âge du cheptel juste après la sécheresse, le régime transitoire peut accélérer ou ralentir la reconstitution. Ensuite, les résultats de sensibilité ont permis de hiérarchiser les facteurs influents (Figure 65). Ceci a plusieurs implications opérationnelles, notamment sur l'orientation des collectes de données à réaliser dans le futur pour limiter les incertitudes autour des paramètres importants, et les actions à privilégier pour atténuer l'impact des sécheresses. L'analyse de sensibilité a également mis en



évidence une variabilité très élevée du temps de reconstitution même lorsque certains facteurs influents sont contrôlés (Figure 66). Ceci permet de modérer l'hypothèse usuelle des 10-15 années de reconstitution postulées par Cossins & Upton, et pointe également la difficulté de réaliser des prédictions informatives en présence d'incertitudes sur les paramètres du modèle.

Dans la même idée, les simulations ont montré des temps de reconstitution très différents selon que le stock étudié représente uniquement les femelles, uniquement les mâles ou le total (ceci toujours en raison du régime transitoire). Ceci montre qu'il est difficile d'interpréter les estimations reportées dans la littérature lorsqu'elle ne précise pas quel stock animal est concerné.

Enfin, une application connexe du modèle (non encore réalisée) sera d'estimer le temps de reconstitution minimal que peut avoir un cheptel dans les meilleures conditions possible. Ceci permettra de mettre en perspectives certaines estimations obtenues d'après les statistiques officielles des pays sahéliens.

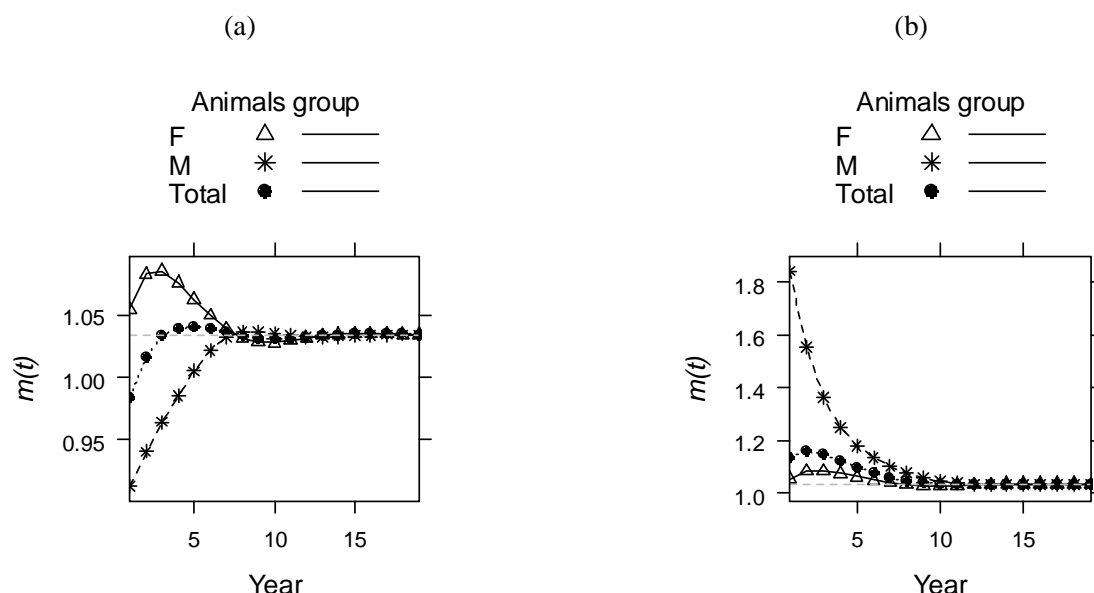


Figure 64 : Exemple de simulation de la dynamique post-sécheresse d'un cheptel bovin sahélien. La variable représentée en ordonnées est le taux de multiplication annuel  $m(t) = n(t+1) / n(t)$ . Ce taux varie (dans le régime transitoire) jusqu'à atteindre le taux à long terme  $\lambda$  représenté par la ligne horizontale en pointillés (le modèle est alors en régime stable). (a) Une simulation pour  $STRF=0.50$ . (b) Une simulation pour  $STRF=0.90$ . Source : [ACLP2].

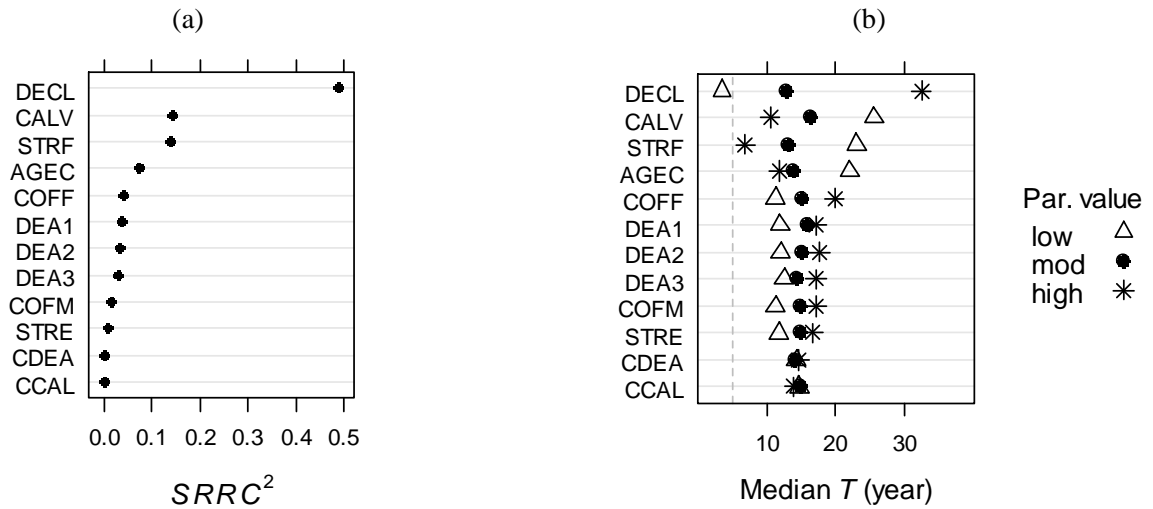


Figure 65 : Sensibilité du temps de reconstitution  $T$  aux facteurs de variations.  $SRRC^2$  (standardized rank regression coefficient) est une estimation de la part de variabilité totale de  $T$  prise en compte par le facteur (plus  $SRRC^2$  est élevé, plus  $T$  est sensible au facteur). Source : [ACLP2].

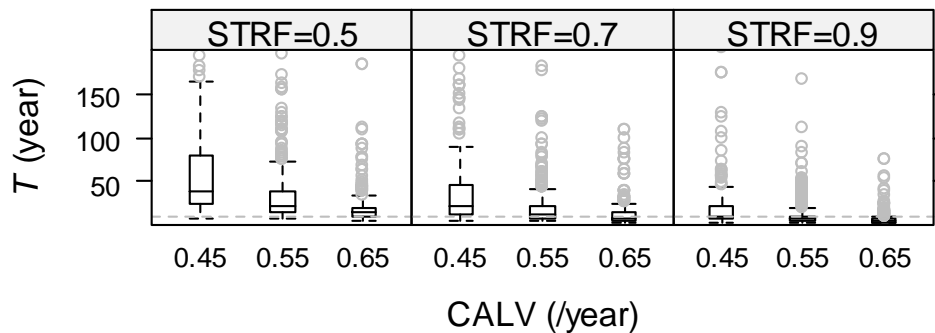


Figure 66 : Variabilité du temps de reconstitution  $T$  au sein des valeurs  $CALV$  et  $STRF$ . Source : [ACLP2].

Cette étude ECLIS a illustré l'intérêt des modèles matriciels pour la modélisation de l'impact des chocs environnementaux. Elle n'est cependant qu'une toute première étape. Un travail beaucoup plus difficile est de modéliser l'effet de scénarios climatiques sur la dynamique des cheptels à long terme dans les systèmes pastoraux, et non pas simplement des temps de reconstitution en environnement constant. A ce niveau, les modèles sont confrontés au manque de connaissances sur les lois biologiques dirigeant le fonctionnement des systèmes et, en corollaire, au manque de données permettant d'estimer ces lois. Pour le cas des études cheptels/sécheresses, la prédiction de la proportion de pertes animales engendrée par une sécheresse pose déjà une difficulté majeure (or, l'étude ECLIS a montré que ce facteur était celui qui influait le plus sur le temps de reconstitution d'un cheptel). Par exemple, les modèles actuels ne savent pas bien prédire les variations du stock animal, et en particulier les pourcentages de pertes lors d'une sécheresse, en

fonction de variables environnementales comme le niveau pluviométrique annuel ou d'autres indicateurs de ressources pastorales obtenus par télédétection. La difficulté se pose au niveau des relations fonctionnelles entre l'environnement et les taux démographiques (reproduction et mortalité, mais aussi exploitation) et des rétroactions possibles entre les populations animales et les pâturages. L'importance respective à donner aux phénomènes de densité-dépendance *vs.* l'aléa dans les modèles est par ailleurs encore très controversée (cf. les débats autour des hypothèses d'équilibre et de non-équilibre dans les écosystèmes pâturés). Face à toutes ces difficultés, comme pour l'étude de la variabilité saisonnière, je propose d'avoir une démarche de complexité progressive, en deux étapes.

(i) La première étape utilise la même approche que le modèle de Bekure *et al.* ([195]) présenté précédemment. Il s'agira de construire un modèle matriciel (MM-âge ou MM-imb) à états environnementaux variables :

$$x(t+1) = A(t) \times x(t)$$

où  $A(t)$  prend ses valeurs dans un ensemble  $\{A_i\}$  représentant les états climatiques possibles pour une année donnée. Par exemple, l'ensemble  $\{A_i\}$  peut être défini par  $\{A_1, A_2\}$  où  $A_1$  représente une année moyenne et  $A_2$  une année avec sécheresse (mais davantage d'états peuvent être définis pour représenter plus finement le gradient climatique). Ce modèle simple permettra d'explorer la sensibilité de la dynamique du cheptel aux scénarios climatiques : par exemple, étude de l'effet de variations de la fréquence des sécheresses et/ou de leurs sévérités. Il pourra également être utilisé dans le cadre d'études bioéconomiques, notamment pour l'estimation des pertes financières dues aux sécheresses. Le modèle sera étudié dans un cadre déterministe : les séquences  $\{A(t)\}$  sont fixées *a priori*, puis stochastique : les séquences  $\{A(t)\}$  sont fixées aléatoirement selon diverses distributions de probabilité. Dans les deux cadres, toute la difficulté sera de définir les valeurs des composantes des matrices  $A_i$  correspondant aux différentes situations climatiques.

(ii) La seconde étape sera de construire des modèles matriciels MM-imb plus mécanistes et contenant des relations fonctionnelles entre le climat, la ressource pastorale et les taux démographiques des cheptels. Cette démarche nécessite de développer des collaborations avec des spécialistes des relations climat/ressources pastorales, ressources/alimentation et alimentation/performances animales et, plus globalement, avec des équipes spécialistes des modèles végétation-herbivores. Plusieurs équipes ont mené des travaux conséquents sur la modélisation des cheptels domestiques et des systèmes pâturés en Afrique du Sud, en Australie et au Mexique. Une démarche pour initier les collaborations pourra être de proposer à l'une ou plusieurs de ces équipes (et éventuellement à d'autres équipes davantage orientées vers l'écologie) d'adapter et d'appliquer leurs modèles aux terrains d'Afrique de l'Ouest ciblés par notre UMR SELMET. Un projet en cours de démarrage sur l'intensification durable et la gestion des risques dans les systèmes intégrés agropastoraux en zones semi-aride et subhumide d'Afrique de l'Ouest (Burkina Faso, Mali, Niger et Sénégal), financé pour trois ans par la CORAF<sup>5</sup> et dans lequel interviennent le CIRAD, l'ILRI et une équipe australienne du CSIRO<sup>6</sup> pourra être l'un des points d'entrée pour démarrer une telle collaboration.

### 7.3. Améliorer les connaissances sur la productivité numérique des cheptels

Une limitation majeure pour l'étude des cheptels tropicaux est la forte incertitude existant sur la valeur des paramètres démographiques dans la majorité des systèmes villageois. L'analyse de

<sup>5</sup> Conférence des responsables de la Recherche agronomique Africains et Français

<sup>6</sup> Commonwealth Scientific and Industrial Research Organisation

sensibilité réalisée dans le projet ECLIS (étude de la dynamique post-sécheresse d'un cheptel bovin) a par exemple montré que le taux de mise bas était un paramètre clé de la productivité des cheptels bovins sahéliens. Supposer un taux  $h_{mb} = 0.45/\text{an}$  ou  $h_{mb} = 0.65/\text{an}$  modifie complètement la dynamique du cheptel et donc le diagnostic final d'une étude prospective. Or, les données objectives existant aujourd'hui dans ce type de milieu sont insuffisantes pour pouvoir privilégier l'une des deux valeurs, en dehors d'une appréciation à dire d'expert.

Une autre illustration concerne deux études récentes effectuées sur des troupeaux bovins dans des zones plus humides : les hauts plateaux éthiopiens [ACL18] et la zone cotonnière au sud du Mali [ACL1]). Les taux de mise bas moyen ont été estimés respectivement à 0.34/an (Ethiopie) et à 0.51/an (Mali). Dans les deux études, les données ont été collectées lors de suivis de courte durée : 18 mois en Ethiopie et 12 mois au Mali. Face à la forte variabilité interannuelle du taux de mise bas, et en l'absence de résultats à long terme présents dans la littérature, nous n'avons pu déterminer si ces estimations étaient représentatives de performances moyennes des troupeaux dans ces zones ou si elles correspondaient à des extrêmes.

Enfin, une dernière illustration concerne les divers changements survenus dans les systèmes d'élevage d'Afrique subsaharienne depuis 15 ans, suites aux diverses politiques sanitaires menées par les états, à de nouvelles pratiques d'alimentation des troupeaux ou aux changements environnementaux. Des hypothèses sont souvent avancées sur l'impact de ces changements sur la productivité des cheptels. Cependant, aucune donnée suffisamment fiable n'est aujourd'hui disponible pour valider ou infirmer ces hypothèses.

Ce type d'incertitudes existe malheureusement pour la majorité des espèces domestiques et des systèmes d'élevage traditionnels. La plupart des études actuellement mises en œuvre par la communauté scientifique sont réalisées à partir d'enquêtes transversales rétrospectives, constituant des photographies ne tenant pas compte de la variabilité interannuelle et de fiabilité insuffisante. Ceci a des conséquences très néfastes sur nos capacités de diagnostic sur les systèmes d'élevage et sur leurs évolutions. Dans mes perspectives de recherche, je propose deux thématiques visant à contribuer à réduire ces incertitudes, par l'intermédiaire d'une part d'une meilleure capitalisation des résultats d'enquête et d'autre part des protocoles plus adaptés.

### **7.3.1. Améliorer la capitalisation des informations disponibles**

Jusqu'à la fin des années 1980, beaucoup d'auteurs (p. ex. [19], [81], [86], [108]) ont souligné le manque d'études sur la productivité des cheptels d'Afrique subsaharienne en conditions villageoises. Par exemple, selon Wilson en 1986 ([81], p. 1) :

« While local types of animals are often used on these [experimental] stations, usually little is known of the actual performance 'across the fence' under traditional systems of management ».

Je pense que le problème s'est aujourd'hui déplacé, malgré des dispositifs de terrains toujours trop limités. De nombreux résultats d'enquêtes ont été publiés sur la plupart des systèmes d'élevage et des espèces, dans des articles, des ouvrages ou des rapports. Mais la capitalisation de ces résultats est insuffisante, avec au final des informations peu disponibles pour la communauté : structures de recherche, services techniques, ONGs, etc.). Ce point avait d'ailleurs été souligné dès 1995 par de Leeuw *et al.* ([23]) :

« While there are undoubtedly many gaps in the information on livestock health and production in Sub-Saharan Africa, we believe that the greatest needs are in managing the considerable amounts of data already available ».

Quelques synthèses bibliographiques ont été publiées sur les paramètres démographiques des bovins ([19], [243], [313], [347]) et des petits ruminants ([87], [126], [313]). Bien qu'utiles, ces

synthèses sont cependant insuffisantes, car la majorité d'entre elles ne détaillent pas les conditions dans lesquelles les paramètres ont été estimés : méthodes et durées d'enquêtes, définition des taux utilisés, méthodes d'estimation, modes d'élevage et conditions agroécologiques concernés, etc. Ces informations sont pourtant déterminantes, comme l'ont par exemple montré mes travaux sur l'estimation des paramètres. Lors de méta-analyses, le calcul de moyennes et d'écarts-types empiriques de valeurs reportées dans la littérature sans tenir compte des conditions d'estimation peut biaiser les diagnostics. Par exemple, dans une étude publiée par la FAO en 2002, Otte et Chilonda ([313]) estiment à 0.61/an le taux de mise bas annuel moyen des vaches des cheptels pastoraux d'Afrique subsaharienne en milieux aride et semi-aride, ceci en effectuant la moyenne empirique de vingt-sept estimations tirées de la littérature. Ce taux de 0.61 mise bas/an, bien que possible pour une année donnée, est selon moi très surestimé s'il est supposé représenter une performance moyenne à long terme des cheptels dans ces milieux.

Pour éviter de tels écueils, il me semble important d'améliorer la mise à disposition des informations démographiques présentes dans la littérature. Je propose deux activités dans ce sens.

(i) La première activité consiste à formaliser un système d'information permettant de compiler les résultats d'enquête sur les paramètres démographiques. Ce système pourra notamment s'appuyer sur les concepts décrits dans le cadre méthodologique que j'ai formulé dans [OS1-2] sur les taux démographiques (section 6.2). Compiler et mettre à disposition des résultats d'enquête est compliqué. La difficulté est de permettre à l'utilisateur de retrouver les conditions dans lesquelles les paramètres ont été estimés. Deux types de système d'information pourraient être développés. Ces deux systèmes d'information sont destinés à être partagés.

Le premier type (le plus léger) correspond à un système classique de gestion de références bibliographiques, qui serait centré sur la démographie des cheptels. Le travail consiste ici à définir un système de classement de références bibliographiques et de document numérisés.

Le second type correspond à une base de données pouvant stocker directement des estimations publiées de paramètres démographiques. En 2007, L'ILRI a créé un système d'information sur les ressources génétiques des cheptels domestiques (DAGRIS « Domestic Animal Genetic Ressource Information System », <http://dagris.ilri.cgiar.org>). Cette base est consultable sur le Web, mais non portable vers des utilisateurs individuels. Elle contient certaines informations démographiques, mais avec une description trop sommaire des conditions d'estimation. En 2009, J.-D. Lebreton (CNRS CEF, Montpellier) m'a fait part de difficultés similaires autour de la valorisation des estimations des paramètres démographiques des populations sauvages et de ses réflexions autour d'un système de compilation internationale pour les méthodes de captures-recaptures. En reprenant cette idée, j'ai initié il y a quelque mois la conceptualisation d'une base de données qui pourrait s'appliquer aux élevages traditionnels. En travaillant sur un échantillon d'environ quatre-vingts références concernant des troupeaux bovins, j'ai élaboré un premier schéma conceptuel (Figure 67) et une base de données relationnelle MS Access. Cette base peut être utilisée par un utilisateur individuel ou gérée par une communauté d'utilisateurs. Ce travail préliminaire m'a permis d'identifier des difficultés importantes, notamment au niveau de la standardisation des métadonnées et des informations décrivant les conditions d'estimation. L'outil est ainsi loin d'être finalisé et nécessite des améliorations. Pour être efficace, cette réflexion devrait être élargie au sein d'un collectif de zootechniciens et de modélisateurs travaillant sur les régions chaudes, en association avec des institutions internationales (ILRI, FAO). De manière opérationnelle, j'envisage de mieux formaliser l'outil de compilation en travaillant sur un cas d'étude simplifié. Une discussion est notamment en cours avec Bernard Faye et d'autres (CIRAD) pour réaliser cet exercice sur les camelins des zones arides et semi-arides d'Afrique, qui sont moins documentés que les bovins et les petits ruminants et qui présentent moins d'hétérogénéité dans les systèmes d'élevage et les performances.

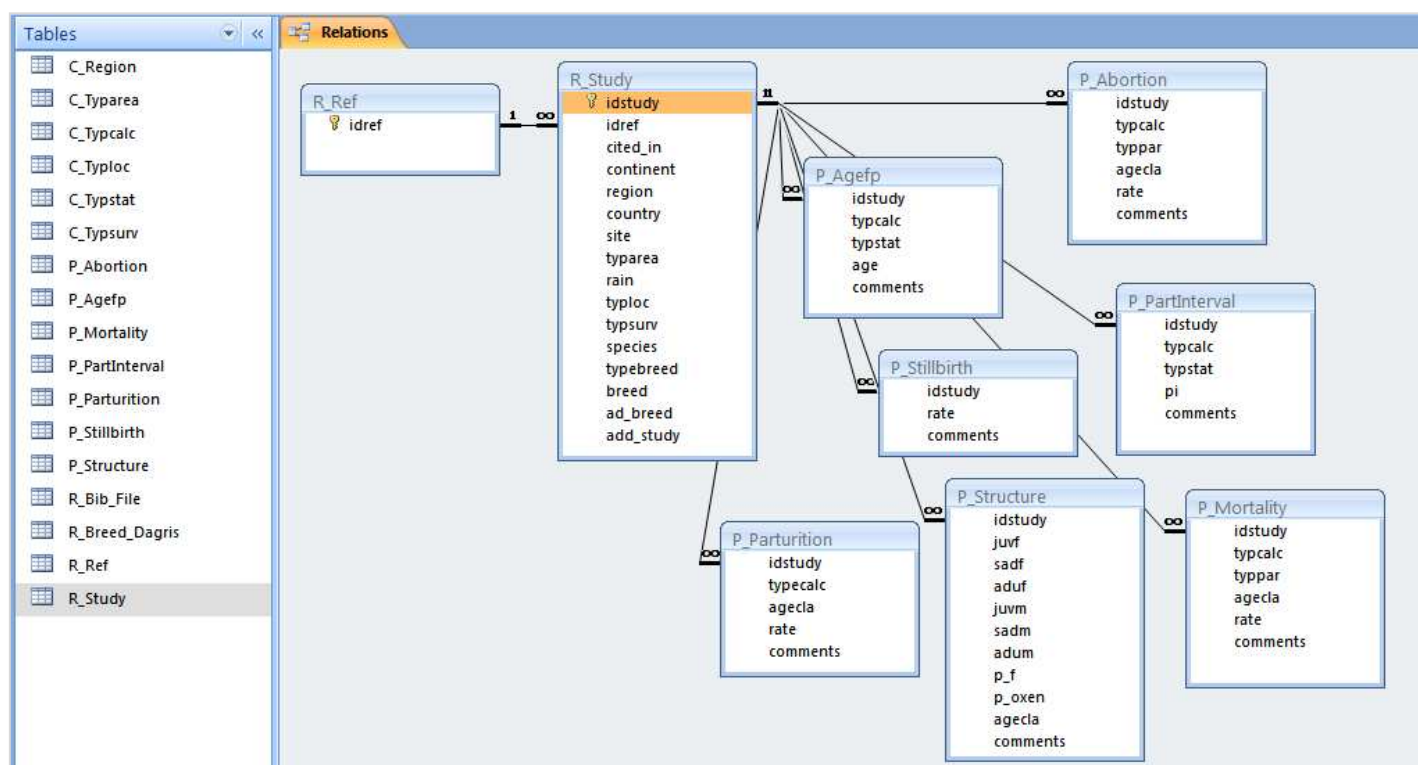


Figure 67 : Tables et relations de la base de données BASEDEMOG (au format MS Access) que j'ai développée pour compiler les paramètres démographiques des cheptels domestiques tropicaux. A gauche : Les tables « R\_ » décrivent les références des documents (articles, rapports, etc.) et les « cas d'études » présentés dans ces références. Dans une même référence, il peut y avoir plusieurs cas d'études, par exemple lorsque la référence fournit des résultats sur plusieurs espèces, plusieurs zones, etc. Les tables « C\_ » décrivent les labels des codes permettant de caractériser les études. Les tables « P\_ » décrivent les valeurs des paramètres donnés dans les études. A droite : relations entre les tables « R\_ » et « P\_ ».

(ii) La seconde activité consiste à planifier un ensemble de monographies sur les paramètres démographiques des cheptels d'Afrique subsaharienne (bovins et petits ruminants) par espèces et par grands systèmes agroclimatiques. Dans mes travaux, j'ai initié quelques études de synthèses ([OV3]), analyses comparatives (DEA P. Ezanno [295]) ou analyses de sensibilités ([ACL1]) sur la productivité numérique des cheptels domestiques d'Afrique subsaharienne. Ces études ont été ponctuelles et il me semble important de les élargir fortement, afin d'établir des référentiels biotechniques qui seront publiés dans des documents référencés. Les nouveaux travaux pourront s'appuyer sur les activités de compilation des paramètres démographiques décrites dans l'activité précédente (i). Les monographies caractériseront pour chaque espèce/système la distribution des taux démographiques (moyenne, variabilité, etc.), qui pourra être utilisée dans des modèles matriciels pour estimer les productivités numériques des cheptels (p. ex. des potentiels de production annuelle et/ou potentiels de croissance démographique) et leurs sensibilités aux différents taux (reproduction, mortalité, etc.).

Les résultats obtenus pourront ensuite être comparés avec les performances observées dans d'autres milieux difficiles : notamment les zones arides et semi-arides d'Afrique Australe, d'Amériques Centrale et du Sud et d'Australie, et chez d'autres espèces : par exemple les espèces

peu documentées comme les lamas et les alpagas dans les Andes ou les yaks en Asie centrale ([343]). Des comparaisons pourront également être effectuées avec les espèces d'ongulés sauvages dans la continuité de ce qui est présenté dans le Tableau 5.

### **7.3.2. Relancer des dispositifs de terrain longitudinaux**

La capitalisation insuffisante des informations disponibles dans la littérature n'est qu'une des causes de l'incertitude existant autour des paramètres démographiques. Une autre cause très importante est le manque de dispositifs longitudinaux permettant d'appréhender la variabilité interannuelle des taux démographiques. Parmi les nombreuses enquêtes réalisées en milieu tropical, les suivis PPR et ABT font figure d'exceptions. Malgré tous les résultats fondamentaux qu'ils ont apportés, la mise en place de tels dispositifs est confronté depuis dix ou quinze ans à la réticence des bailleurs de fonds ne souhaitant plus, dans la majorité des cas, financer des projets de durée dépassant trois ou quatre ans.

Diverses voies peuvent être suivies pour limiter cette réticence. Tout d'abord, il faut convaincre davantage les décideurs de l'intérêt des enquêtes longitudinales de longue durée. Ensuite, il faudrait favoriser l'intégration des enquêtes démographiques dans des dispositifs pluridisciplinaires plus larges, de type « observatoires », associant d'autres disciplines : agronomie, épidémiologie, économie, etc. Enfin, il faut pouvoir proposer, quand cela est nécessaire, des dispositifs longitudinaux allégés. Je propose ci-dessous trois approches qui selon moi permettraient d'alléger les dispositifs de terrain. Ces approches pourront être étudiées et testées dans plusieurs pays, mais le Sénégal pourrait être un choix prioritaire pour notre équipe, notamment car il permettrait de réaliser des études diachroniques avec les bases ABT et PPR.

(i) La première approche est de réduire la durée des enquêtes longitudinales. Rares sont les projets qui pourront porter des suivis de plus de quinze années comme celui du PPR. Une question est alors de savoir quelle est la durée minimale que doit avoir le dispositif pour atteindre à un niveau de précision acceptable dans les estimations réalisées dans le cadre de référentiels biotechniques. La ré-analyse de bases longitudinales existantes (p. ex. données PPR et ABT, données Ile de la Réunion) pourra apporter des éléments de réponse. Par des techniques de sous-échantillonnage dans les bases complètes, il s'agira d'estimer les variations de la précision des estimations des paramètres en fonction du nombre d'années prises en compte.

(ii) La seconde approche est de simplifier le protocole de suivi individuel. Le protocole de suivi individuel LASER développé par le CIRAD a été calibré et validé depuis longtemps. Je pense que deux développements permettraient cependant d'alléger ce protocole et ainsi de renforcer et diversifier les applications de la méthode dans des projets de recherche.

Le premier développement concerne un problème d'échantillonnage des animaux suivis. Dans l'approche actuelle, tous les animaux d'un troupeau échantillonné sont marqués et suivis. Tous les animaux nés au cours du suivi sont également marqués dès la première visite post-naissance. Sur le terrain, ce protocole est fastidieux. A chaque visite de troupeau, l'enquêteur doit identifier tous les animaux présents, vérifier les absences, marquer les nouveaux animaux, etc. Cette étape pourrait être allégée si seuls quelques animaux du troupeau (p. ex. quatre ou cinq) étaient marqués et suivis. Ceci permettrait également d'augmenter l'effectif de troupeaux suivis, notamment lorsque l'étude cible l'estimation de la variabilité intertroupeaux ou la variabilité géographique. L'échantillonnage des animaux au sein des troupeaux pose cependant des questions méthodologiques. Par exemple : Sur quelles bases échantillonner les animaux qui seront suivis au sein du troupeau (de manière aléatoire, de manière raisonnée en suivant des quotas par rapport à des structures sexe-âge estimées par ailleurs, etc.) ? Combien d'animaux doivent être échantillonnés par troupeau (quels sont les effets sur la variance des estimations) ? Comment assurer le renouvellement de l'échantillon d'animaux (marquage de nouveaux animaux pour renouveler les animaux morts, vendus, etc.) ? Comment estimer les taux d'importation ? Etc. Comme pour la durée minimale d'enquête, ces questions peuvent être abordées par la ré-analyse de bases de suivis individuels

existantes : sous-échantillonnages d'animaux au sein des bases complètes et étude des effets sur les estimations.

Le second développement concerne l'identification des animaux. Les suivis individuels mis en place en Afrique subsaharienne ont à ma connaissance tous utilisé des boucles auriculaires numérotées. Ce système est efficace et robuste, mais pose certains problèmes. Lors des enquêtes, les enquêteurs sont obligés de lire les boucles sur chaque animal et de les retranscrire sur leurs fiches d'enquête. Ces numéros sont ensuite enregistrés dans la base de données par des opérateurs de saisie. Toute cette chaîne d'opérations engendre des erreurs, détectées automatiquement dans la base de données par des routines informatiques, mais dont la correction est laborieuse (il faut renvoyer une fiche de correction sur le terrain). Un autre problème est la perte des boucles. Les animaux concernés doivent être rebouclés, ce qui implique des changements de numéros de boucle, sources d'erreurs supplémentaires. Une alternative récente au bouclage auriculaire est l'identification électronique, notamment avec le système de bolus ([348]) qui se développe actuellement en Europe dans un contexte de traçabilité des animaux. Placé dans le tube digestif des animaux par voie orale, ce bolus est sans danger et peu de rejets sont observés ([348]). Il peut stocker différentes informations sur l'animal et a l'avantage de pouvoir être lu électroniquement à l'aide d'un récepteur manuel placé quelques secondes à côté de l'animal ou en faisant passer les animaux sous une porte électronique. Les bolus ont pour l'instant été essentiellement utilisés en conditions d'élevage intensif dans les pays du nord. Pour les élevages extensifs tropicaux, ce système ou d'autres systèmes électroniques permettraient de faciliter la collecte des données sur le terrain. Ceci reste cependant à évaluer et il est important de planifier des tests en conditions villageoises.

(iii) La troisième approche est de remplacer les suivis individuels par d'autres méthodes plus légères. Dans certains cas, les suivis de troupeaux (sans identification des animaux) peuvent être une bonne alternative aux suivis individuels. Un travail important de formalisation (questionnaires, base de données, routines d'estimation) est cependant nécessaire, car il n'existe pas encore d'outil standardisé et transférable aux partenaires. La méthode se heurte par ailleurs à deux difficultés dont les solutions méthodologiques restent à identifier : cas des troupeaux transhumants (perdus de vue pendant de longues périodes de l'année avec difficulté pour reconstituer les événements démographiques), et inventaire et classement par classes d'âge des animaux présents lors des visites. Le dernier point est particulièrement laborieux et doit normalement être effectué par l'enquêteur à chaque visite. Une approche envisagée est de remplacer l'étape de l'inventaire par classes d'âge par des estimations automatiques en fonction des entrées et sorties d'animaux déclarées depuis la visite précédente : lors de la visite, l'enquêteur se contenterait alors de collecter les effectifs d'entrées et de sorties survenues par classes d'âge depuis la dernière visite. Cette estimation n'a pas encore été formalisée. Elle est rendue compliquée par les transitions possibles des animaux entre classes d'âge entre deux visites successives. Les biais de ces estimations devront être évalués. Dans le cadre du projet AFD PASE2 au Mali (Durabilité des exploitations agricoles dans la zone cotonnière, 2012-15), nous avons planifié la conception d'un tel outil de suivi. Ce travail s'effectuera sur un échantillon pilote d'une quarantaine de troupeaux bovins. Il s'agira d'évaluer l'opérationnalité de cet outil pour les études démographiques.

Une autre alternative aux suivis individuels ou de troupeaux est de répéter, sur plusieurs années (une fois par an et toujours à la même date), des enquêtes rétrospectives sur les douze derniers mois. Malgré les approximations des méthodes rétrospectives, une méthode comme 12MO me semble potentiellement bien adaptée pour évaluer la variabilité interannuelle, notamment pour des troupeaux de taille modeste pour lesquels les biais d'enquête restent acceptables. L'utilisation d'enquêtes telles que 12MO dans un dispositif longitudinal n'a pas encore été testée en Afrique subsaharienne. Un test a été planifié dans le projet PASE2 au Mali, dans lequel 12MO sera répétée pendant quatre ans sur un même échantillon d'une centaine de troupeaux bovins.



## **7.4. Agrégations dans les modèles matriciels et inférences**

Beaucoup des concepts sur les modèles matriciels (p. ex. le régime transitoire, les estimations de productivité, les données nécessaires aux modèles, etc.) sont aujourd'hui trop peu compris des non-spécialistes. Il me semble ainsi important de produire des documents pédagogiques détaillant les principes de ces modèles, dans le même esprit que les manuels produits en 2007 et 2010 sur l'estimation des paramètres démographiques ([OS1-2]). De tels manuels permettront de mieux asseoir l'utilisation des modèles matriciels en élevage tropical, et de mieux illustrer les domaines d'applications possibles de ces modèles.

Deux points méthodologiques spécifiques me semblent par ailleurs importants à approfondir : l'effet des agrégations dans les modèles sur les biais des résultats, et les calculs d'inférence autour des estimations : p. ex. les intervalles de confiance et les tests. L'étude de ces deux points pourra notamment débiter en s'appuyant sur les bases LASER disponibles au CIRAD.

### **7.4.1. Estimation des biais dus aux agrégations**

Un modèle dynamique est une simplification d'un ensemble de processus complexes. Plus le modèle est simplifié, plus il est simple à utiliser et à analyser, mais plus il est biaisé. Dans le chapitre 2, j'ai introduit deux simplifications des modèles matriciels : l'agrégation statistique de paramètres, et l'agrégation structurelle d'états (les deux pouvant être combinées). Considérons pour exemple un modèle matriciel à pas de temps mensuel et à classes d'âge mensuelles. Pour l'agrégation de paramètres, la simplification consiste à négliger les variations des taux entre les classes mensuelles au profit de taux moyens calculés sur des groupes d'âge de type « juvéniles, subadultes et adultes », ou à négliger les variations mensuelles des taux au profit de taux mensuels moyens constants sur l'année. J'ai par exemple effectué ces deux approximations dans le modèle de reconstitution de cheptels bovins après sécheresse (projet ECLIS) et dans une étude sur la dynamique de poulets villageois ([ACL6]). Pour l'agrégation d'états, la simplification consiste à agréger les classes mensuelles en quelques groupes d'âge pour réduire la dimension du modèle. C'est le principe que j'ai utilisé dans l'interface DYNMOD ([OV1]) pour faciliter sa programmation sous MS Excel.

Les biais d'agrégations n'ont pas encore été estimés dans les modèles consacrés à l'élevage, et à ma connaissance très peu également dans d'autres domaines (voir p. ex. [55], [349] pour des discussions sur les agrégations d'états dans des modèles de populations sauvages). Ces biais peuvent avoir des effets sur des indicateurs importants comme le taux de croît du cheptel, son taux productivité, sa structure stable et le régime transitoire. Durant mes travaux, je me suis surtout concentré sur la conception de modèles et leurs analyses. Il est nécessaire de compléter ces travaux par l'étude des biais d'agrégation. Ceci permettra de mieux orienter les choix de simplification selon les cas d'étude.

Dans la même idée, pour des raisons statistiques et de modélisation, j'ai beaucoup insisté sur l'intérêt de définir des pas de temps de court par rapport au pas de temps annuel, mais il faudra mieux estimer les biais engendrés par ce pas de temps annuel.

### **7.4.2. Inférences autour des estimations**

Les taux démographiques sont estimés à partir de données échantillonnées, donc avec une certaine incertitude statistique. Dans mes travaux, j'ai estimé cette incertitude en dans le cadre des modèles linéaires généralisés. Deux points me semblent importants à approfondir pour l'estimation des paramètres.

(i) Un premier point est la prise en compte de structures hiérarchiques dans les données. Les modèles usuels d'estimation (modèle binomial ou de Poisson) supposent l'indépendance statistique des observations. L'hypothèse d'indépendance n'est pas respectée lorsque les données sont

collectées par « grappes » : échantillonnage de villages, de troupeaux au sein de villages, etc., et en présence de corrélations intragrappes : c.-à-d. lorsque les animaux d'une même grappe se ressemblent davantage que les animaux de grappes différentes. Les données sont alors dites « surdispersées » et les modèles usuels engendrent des sous-estimations des variances d'estimation, ainsi que des tests statistiques conservateurs (l'hypothèse nulle « absence d'effet » est rejetée trop souvent). L'importance du phénomène a par exemple été soulignée en épidémiologie animale par McDermott & Schukken en 1994 ([350]). Les auteurs ont effectué une revue, dans les dix premiers volumes du journal *Preventive Veterinary Medicine* (<http://www.elsevier.com>), des études d'épidémiologie animale issues d'échantillonnages par « grappes » d'animaux. Sur les soixante-sept études sélectionnées, trente-et-une (46 %) n'avaient pas pris en compte l'effet grappe. Parmi celles-ci, les auteurs ont estimé à vingt (30 %) les études pour lesquelles les résultats d'inférence auraient modifié les conclusions des articles si les modèles statistiques avaient tenu compte des corrélations intragrappes. De nombreuses extensions du modèle binomial ou de Poisson ont été proposées dans la littérature pour analyser les données surdispersées. Après ma thèse, j'ai abordé ponctuellement ces méthodes et, avec Renaud Lancelot (CIRAD), nous avons développé un package R (aod « analyse of overdispersed data ») autour de quelques méthodes simples qui avaient été peu implémentées dans les logiciels statistiques courants (annexe 9.3.1). D'autres méthodes plus élaborées correspondent aux modèles linéaires généralisés à effets aléatoires (GLMM) et aux modèles « marginaux » de type « generalized estimating equations » (GEE), qui maximisent respectivement des fonctions de vraisemblance et de quasi-vraisemblance ([351], [352], [353]).

(ii) Un second point concerne l'étape de la sélection des modèles statistiques destinés à estimer les taux démographiques. Lorsque la variable « réponse » (les taux) dépend potentiellement de plusieurs variables « explicatives », une difficulté est de sélectionner un « bon » modèle parmi un ensemble de modèles candidats : cet ensemble allant par exemple du modèle « nul », c'est-à-dire sans covariables, au modèle « complet » contenant toutes les covariables et leurs interactions. Différents critères sont couramment utilisés pour sélectionner les modèles statistiques, par exemple le critère AIC pour les estimateurs MV. Dans beaucoup d'études, la variance des paramètres estimés se limite à une variance conditionnelle au modèle sélectionné (appelée variance d'échantillonnage). Cette variance est estimée en supposant que le modèle sélectionné est le bon. Cependant, à cette variance conditionnelle peut s'ajouter une variance supplémentaire issue de l'incertitude liée à l'étape de sélection. Ceci engendre une variance totale « non conditionnelle » ([354], [355]) plus représentative de l'ensemble du processus de modélisation. Différentes méthodes ont été proposées pour tenir compte de l'incertitude liée à la sélection de modèles ([53]), par exemple les techniques basées sur des moyennes pondérées des résultats des modèles candidats (selon des poids dépendants des valeurs des critères de sélection ; en anglais « model averaging methods »).

En synthèse, il faudra mieux définir comment intégrer l'incertitude des estimations des taux démographiques (les deux points ci-dessus) dans les résultats des modèles. Dans mes travaux, j'ai abordé la question d'inférence selon deux approches principales : simulations Monte Carlo à partir des distributions paramétriques des taux démographiques estimés d'après des modèles statistiques, et bootstrap non paramétrique d'histoires de vie. La méthode Monte Carlo a plusieurs avantages : elle est simple à implémenter et permet d'intégrer facilement le cas des données hiérarchiques et les incertitudes de sélection. Le bootstrap des histoires de vie est plus lourd à implémenter, mais permet de tenir compte de la corrélation entre tous les taux démographiques estimés dans le modèle.

L'étude effectuée dans ma thèse a montré des résultats assez semblables pour les deux approches, mais cette étude a été limitée et empirique. Je pense qu'il faut aller plus loin dans les analyses comparatives de méthodes (structures hiérarchiques, sélection de modèles). Pour le ré-échantillonnage des histoires de vie, des études plus théoriques semblent nécessaires mais demandent de collaborer avec des biométriciens spécialistes du bootstrap. Plus récemment, d'autres approches ont également été proposées pour mieux estimer les taux de croît des populations sauvages et certains taux démographiques (p. ex. [356-358]) : « méthodes d'estimations intégrées »

couplant des données d'inventaires d'animaux ( $N$ ) et des données démographiques (naissances, mortalités, etc.) de type captures-recaptures. Cependant, d'après les exemples que j'ai observés dans la littérature, ces méthodes nécessitent de disposer des séries temporelles d'inventaires suffisamment longues, ce qui fait toujours défaut pour les cheptels domestiques en Afrique subsaharienne.

Enfin, la question d'inférence dans les modèles matriciels n'est pas spécifique à l'élevage. Elle est par exemple une problématique importante des recherches actuelles sur les modèles de dynamique des forêts tropicales ([359]). Ceci montre qu'il faut continuer de favoriser les ponts entre les domaines.

## **7.5. Modèles matriciels en interface avec l'épidémiologie**

### **7.5.1. Coût des maladies et rentabilité d'interventions sanitaires**

Les modèles matriciels peuvent avoir de nombreuses applications dans les problématiques d'épidémiologie animales en Afrique subsaharienne. L'application la plus directe est d'utiliser les modèles pour estimer le coût de maladies et la rentabilité des méthodes de lutte, avec des approches statiques (modèles de production à l'équilibre) ou dynamiques (projections), en *ex post* d'après des observations ou en *ex ante* (prospectives, analyses de sensibilité). J'ai largement évoqué ce type d'études dans le présent mémoire et je ne les détaille donc pas davantage. Les besoins en études de rentabilité sont récurrents. Des discussions sont notamment en cours avec l'UMR CMAEE (Renaud Lancelot, Jérémy Bouyer) et des économistes du CIRAD (p. ex. Pascal Bonnet) pour développer des activités autour de la rentabilité du contrôle de la peste des petits ruminants au Maroc/Sénégal et de la trypanosomiase au Sénégal.

Dans mes travaux, j'ai abordé deux autres applications, moins directes mais tout aussi importantes : (i) l'estimation du taux de renouvellement d'un cheptel et son effet sur le taux d'immunité du cheptel après vaccination, et (ii) le couplage entre la démographie d'un cheptel et la dynamique de maladies. Ces deux applications offrent des perspectives de développement et je les présente ci-dessous.

### **7.5.2. Estimation de taux de renouvellement**

Dans le chapitre 4, j'ai présenté l'étude de Bebe ([192]) qui estimait le taux de renouvellement des génisses et des vaches pour orienter le système laitier au Kenya. Un autre cas où l'estimation du taux de renouvellement des animaux est utile concerne l'étude de la dynamique du taux d'immunité post-vaccinal des cheptels. Savoir quelle sera la dynamique d'immunité dans un cheptel après une campagne vaccinale est une question souvent posée par les structures ou les équipes en charge de planifier le rythme des vaccinations. Après une campagne de vaccination, les nouveaux nés dans le cheptel ne sont en général pas vaccinés systématiquement. Dans ce cas, le renouvellement naturel des animaux (bilan des naissances et des disparitions d'animaux) fait diminuer progressivement le taux d'immunité du cheptel : la proportion d'animaux non vaccinés augmente à chaque temps  $t$ . Cette diminution peut être accélérée par d'éventuelles pertes d'anticorps au sein des animaux vaccinés. La dynamique d'immunité du cheptel dépend de la structure du cheptel et des taux démographiques et son estimation nécessite de faire appel à un modèle démographique.

J'ai illustré ce type d'approche dans une étude sur la grippe aviaire ([ACL6]) au sein du projet FSP GRIPAVI coordonné par le CIRAD (Jean-François Renard, Marisa Peyres) en collaboration avec l'équipe d'épidémiologie de l'ILRI (Jeffrey Mariner, Paulo Duarte). L'objectif était simuler la dynamique du taux d'immunité d'un cheptel villageois de volailles (poulets de basse-cour) après la vaccination. Les estimations ont été réalisées en fonction des caractéristiques démographiques du cheptel et des vaccins actuellement disponibles. J'ai développé un MM-âge

avec un pas de temps hebdomadaire permettant de représenter les différents stades d'âge des poulets. J'ai tout d'abord fixé des taux démographiques moyens d'après une revue bibliographique. Ceci a engendré les dynamiques d'immunité moyennes présentées en Figure 68. Puis j'ai simulé des variations de paramètres dans une gamme  $\pm 25\%$  pour estimer des intervalles d'incertitude sur le taux d'immunité quatre mois après la vaccination (résultats non présentés ici).

Pour simplifier l'étude, le modèle a supposé un cheptel en régime stable (structure sexe-âge constante et taux de croît constant) mais cette hypothèse peut être relâchée sans difficulté. Une hypothèse plus forte a été de considérer une campagne vaccinale de durée très courte ( $\leq 1$  semaine). Ceci a permis de supposer une vaccination simultanée de tous les animaux du cheptel. L'hypothèse était réaliste pour notre étude GRIPAVI qui ne considérait qu'un cheptel villageois. Par contre, elle ne peut s'appliquer à des cheptels de régions ou de pays. En raison des délais de mise en œuvre (déplacements entre villages, etc.), toutes les zones ne peuvent être couvertes par la vaccination en même temps.

Comme pour les études de rentabilité des méthodes de lutte, des discussions ont été initiées avec l'UMR CMAEE pour étendre le modèle à l'échelle d'une grande région ou d'un pays, avec une application sur la vaccination contre la peste des petits ruminants au Maroc. Deux approches sont envisagées pour l'instant. Ces deux approches s'appuient sur une grille géographique découpant la zone d'étude, chaque cellule de la grille étant suffisamment petite pour supposer une vaccination quasi simultanée des animaux de la cellule. La première approche se limite à effectuer une moyenne à chaque temps  $t$  des dynamiques d'immunité intracellules estimées avec le modèle simple type GRIPAVI, pondérées en fonction des effectifs d'animaux présents dans les différentes cellules. La seconde approche, plus intégrée mais plus difficile, pourra être de développer un modèle multisites ([15], [64], [65]) permettant de modéliser conjointement la dynamique immunitaire de toutes les cellules géographiques et de prendre en compte les migrations d'animaux entre cellules.

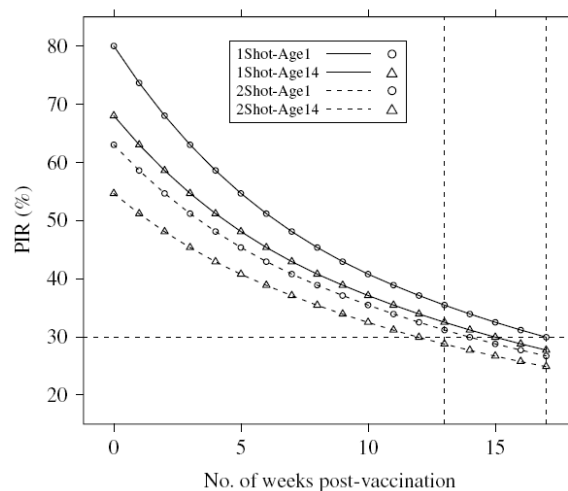


Figure 68 : Dynamiques moyennes du taux d'immunité (PIR, % d'animaux protégés) d'une population de poulets de basse-cour en milieu tropical estimées à l'aide d'un modèle matriciel, selon quatre scénarios de vaccination (nb. injections et âge de 1<sup>ère</sup> vaccination). Le temps  $t=0$  correspond à la fin de campagne de vaccination. La baisse du taux d'immunité pour  $t>0$  provient du renouvellement naturel des poulets (les poulets nés après la campagne ne sont pas vaccinés). La vitesse de la baisse du taux d'immunité dépend du bilan entre les entrées (naissances) et les sorties (mortalités et exploitation). L'étude a permis de montrer qu'avec les caractéristiques actuelles des vaccins, les taux d'immunité moyens étaient  $\leq 30\%$  dix-sept semaines après la vaccination (quelques soient les scénarios). Source : [ACL6].

### 7.5.3. Dynamiques de maladie

Mes activités sur les modèles matriciels ne se sont pas limitées à la démographie. J'ai également utilisé ces modèles pour l'étude de la dynamique d'une maladie à transmission directe (c.-à-d. par contacts entre animaux) au sein de cheptels bovins : la péripneumonie contagieuse bovine (PPCB). Les objectifs des travaux menés étaient de mieux comprendre certains phénomènes biologiques, notamment les conditions de persistance de la maladie, mais aussi d'estimer l'effet de stratégies de contrôle de la maladie. Cette étude a été initiée au sein d'un projet CIRAD (ATP PPCB, 2001-2004) que j'ai coordonné. Le projet a été réalisé dans un système d'élevage sédentaire en Ethiopie, en collaboration avec l'ILRI et différents services nationaux éthiopiens. Puis elle a été poursuivie en collaboration avec l'UMR ONIRIS (Pauline Ezanno) au sein du projet ANR ACQUO (« Action collective pour une maîtrise durable de la santé animale - qualification sanitaire en élevage de ruminants », 2008-2010). Les modèles représentaient des transitions d'animaux entre statuts épidémiologiques (sains et sensibles, infectés en incubation, infectieux, malades chroniques et guéris ; Figure 69), et non plus entre classes d'âge comme dans les modèles démographiques.

Par rapport aux MM-âge ou MM-imb précédents, deux difficultés étaient les suivantes : les probabilités de transitions pouvaient être densité-dépendantes et non linéaires (notamment la probabilité d'infection, correspondant à la transition entre les états  $S$  et  $E$ ), et les troupeaux modélisés étaient de petite taille (environ 10-15 animaux). Ce dernier aspect impliquait l'utilisation de modèles stochastiques pour tenir compte de l'extinction possible de la maladie au sein du troupeau, selon le même principe que les modèles à stochasticité démographique pour l'extinction de petites populations.

Nous avons commencé par développer un modèle de diffusion intra-troupeau ([ACL14,16,20 et ASCL2]) dont les paramètres ont été estimés d'après des suivis individuels LASER menés en conditions villageoises ([ACL15,18]). Puis P. Ezanno et moi-même avons développé un modèle intertroupeaux ([ACL2]). En plus de la dynamique intratroupeau de la maladie, ce modèle représentait des échanges d'animaux entre troupeaux, qui constituent le facteur de risque le plus important pour la diffusion de la PPCB dans la zone d'étude.

Pour simplifier les études, les deux types de modèles développés pour la PPCB ont supposé des troupeaux à l'équilibre démographique (taux de croît nul). Les modèles représentaient uniquement les animaux d'âge supérieurs à 6 mois (âge auquel les animaux deviennent sensibles) et la démographie a été réduite à son minimum : les sorties d'animaux liées aux mortalités ou aux abattages étaient compensées automatiquement par des entrées pour assurer l'équilibre.

Pour certaines maladies, le taux de renouvellement des animaux sensibles, qui dépend de la démographie, peut avoir un effet élevé sur la dynamique de la maladie, notamment sur le développement des épidémies. Ceci peut par exemple être montré en exprimant analytiquement le « taux de reproduction de base »  $R_0$  du système (en anglais « basic reproduction rate ») : effectif moyen de nouveaux animaux infectieux engendrés par un individu lors de toute sa période infectieuse, dans un troupeau supposé totalement sain et sensible et en état d'équilibre lors de l'introduction de la maladie ([360], [361]). Le taux  $R_0$  joue un rôle semblable au taux de multiplication  $\lambda$  en démographie. Comme indiqué dans la section précédente, les modèles démographiques peuvent être très utiles pour estimer et simuler des taux de renouvellement. Ils peuvent être également utiles lorsque la sensibilité ou l'infectiosité des animaux dépend du sexe ou de l'âge (ce qui n'était pas le cas pour la PPCB après l'âge de 6 mois) et donc lorsque la structure sexe-âge du cheptel et les taux de renouvellement dans les différentes classes d'âge doivent être représentés.

Dans ce contexte, le couplage entre les modèles matriciels démographiques (transitions entre classes d'âge) et épidémiologiques (transitions entre statuts d'infection) me semble important à développer. Je collabore actuellement au déroulement d'une thèse en démarrage sur la dynamique de la maladie de Newcastle dans des cheptels de volaille plurispécifiques (poulets, canards, pintades) à Madagascar (comité de thèse de Ramzi Mraidi, UMR CMAEE) qui rentre pleinement

dans cette problématique de couplage. En termes d'outils, les modèles matriciels multiétats introduits en élevage pour les NEC par Ezanno ([200]) ou présentés par Lebreton ([66]) dans d'autres domaines ont des propriétés particulièrement adaptées pour coupler démographie et dynamique de maladies.

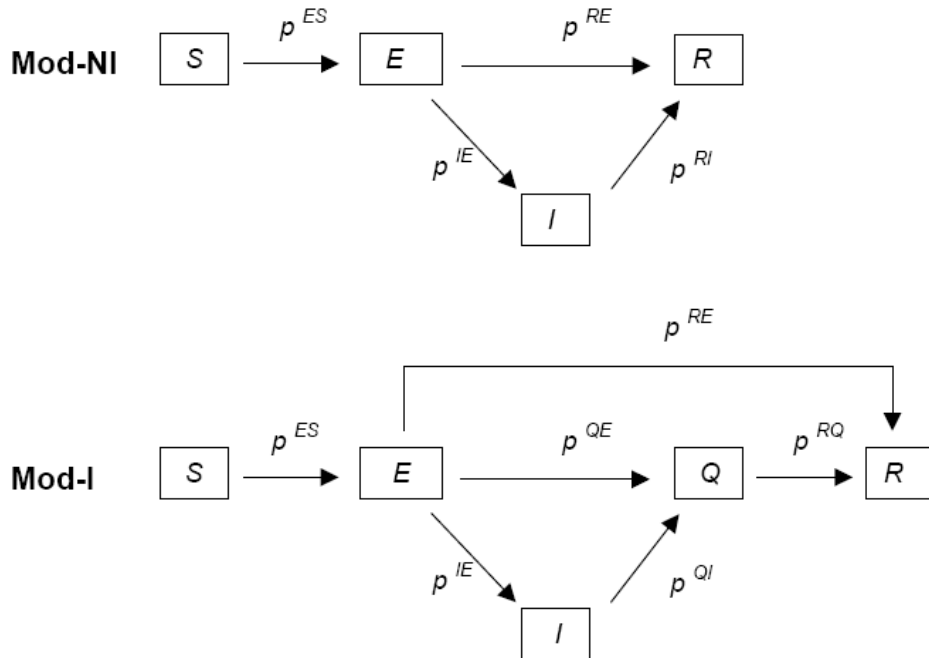


Figure 69 : Schéma de modèles à compartiments représentant la diffusion intratroupeau de la PPCB ( $S$  : sains et sensibles,  $E$  : infectés en latence,  $I$  : infectieux,  $Q$  : infectieux chroniques,  $R$  : guéris). Dans le modèle MOD-NI, les malades chroniques sont supposés non infectieux et sont intégrés dans le compartiment  $R$ . Les modèles intra- et intertroupeaux développés dans les projets ATP PPCB et FSP ACQUQ ont notamment permis d'étudier la sensibilité de la persistance de la maladie aux paramètres des malades chroniques  $Q$  (force et durée d'infectiosité), encore mal connus. Sources : ([ACL14,16]).

## 7.6. Conclusion générale

En élevage tropical, les modèles matriciels sont utiles pour réaliser des diagnostics sur la productivité des cheptels, comprendre comment se construit cette productivité, estimer l'effet d'interventions et effectuer des études prospectives sous divers scénarios. Souvent considérés comme des outils de recherche, ils sont également des outils d'aides à la décision. Les premiers zootechniciens et bioéconomistes ayant utilisé ces modèles en Afrique subsaharienne ont été confrontés à des difficultés méthodologiques importantes, en raison de la complexité des phénomènes, mais aussi d'approches trop empiriques. Mon objectif de recherche a été à mieux formaliser la modélisation démographique en élevage tropical, en m'appuyant sur les développements théoriques connus dans d'autres domaines : dynamique des populations naturelles, épidémiologie.

J'ai eu une démarche de modélisation descendante, correspondant à une augmentation progressive de complexité dans les méthodes. Je me suis placé à l'interface de la modélisation mathématique (modèles matriciels) et de l'estimation des paramètres (méthodes statistiques et méthodes d'enquête). Avec le développement d'une chaîne méthodologique autour des modèles

matriciels structurés par sexe et par âge (MM-âge), je pense aujourd'hui avoir fait avancer la conceptualisation et l'opérationnalité des méthodes démographiques en élevage tropical. En clarifiant certains concepts, mes travaux ont notamment permis de mieux modéliser les processus saisonniers observés dans les troupeaux, et de mieux prendre en compte le phénomène de risques compétitifs et de censures dans l'estimation des paramètres. J'ai également fourni des outils (protocoles d'enquête et outils informatiques) pouvant être transférés dans des contextes de recherche (laserdemog) ou de développement (12MO et DYNMOD).

Mes travaux ont pour l'instant essentiellement concerné les bovins, les caprins et les ovins, mais les approches et les outils que j'ai développés sont génériques. Elles peuvent s'appliquer aux autres espèces domestiques : camelins, porcins, etc. et même les volailles, (cf. p. ex. [362]). De même, ces approches et ces outils ne sont pas spécifiques aux pays d'Afrique subsaharienne, et peuvent s'appliquer sans difficulté aux systèmes d'élevage traditionnels d'autres régions du Monde (p. ex. pays de Maghreb, Amérique du Sud, Asie du Sud-est, etc.) dans lesquelles mon UMR est impliquée.

Les travaux présentés dans ce mémoire ne sont qu'une étape. Beaucoup d'activités restent à mener, dans le cadre d'un travail d'équipe et collaboratif. La production de documents pédagogiques décrivant les concepts des modèles matriciels et leurs applications en élevage tropical, ainsi que l'extension progressive des outils de transfert que j'ai commencé à développer, sont l'une des activités importantes à réaliser à court terme.

Du point de vue méthodologique, deux points me semblent nécessaires à développer. Le premier est d'ordre statistique. Il s'agira de mieux estimer les biais dans les résultats des modèles matriciels et d'améliorer les méthodes d'inférence, deux étapes inhérentes aux approches statistiques. Le second concerne la structure des modèles, dont il faudra augmenter le niveau de finesse. L'élaboration de modèles représentant explicitement le cycle reproductif des femelles (MM-imb) contenant des états nutritionnels, plus mécanistes que les MM-âge, va dans ce sens, et est déjà initiée. Ce type de modèle s'inscrit dans le cadre général de la modélisation des interactions entre la ressource alimentaire et la démographie des cheptels, qu'il faudra renforcer. Ceci permettra de me positionner dans les problématiques de recherche sur la durabilité des systèmes d'élevage et leur intensification raisonnée posées dans mon UMR. Dans cette démarche, des ponts devront être construits avec les approches de modélisation ascendantes et plus holistiques, développées au sein du CIRAD et en externe (comme p. ex. les modèles de viabilité des ménages ([45], [363]), les modèles de ferme ([43], [44], [364]) ou les modèles d'écosystèmes pâturés ([232], [218]).

Enfin, un point fondamental mais difficile concerne la place que pourront prendre les modèles matriciels dans les études prospectives sur les tendances de l'élevage tropical, que ce soient à des échelles locales, nationales ou continentales. Dans les pays en développement, des enjeux de recherche très importants se posent notamment sur les différentes réponses que peut apporter l'élevage face à la croissance des populations humaines et de la demande en produits animaux, ainsi que sur l'évaluation des retombées environnementales positives (transferts de biomasse, etc.) ou négatives (dégradation des zones pâturables, gaz à effet de serre, etc.) de l'élevage.

L'approche la plus simple pour participer à ces problématiques à l'aide des modèles matriciels est de réaliser des projections « sous scénarios ». L'estimation *ex ante* de l'impact d'interventions zootechniques ou sanitaires sur la démographie d'un cheptel, en simulant et en comparant une projection « sans » et une projection « avec » intervention, en est une illustration parmi de nombreuses autres possibles. Elle a été souvent mise en œuvre par exemple pour prédire le gain attendu de stratégies de contrôles de certaines maladies. Les méthodes et les outils que j'ai développés s'inscrivent pleinement dans cette approche, toujours pertinente aujourd'hui et très demandée par les décideurs et les partenaires.

Cependant, certaines interrogations posées dans les problématiques de « tendances » sont beaucoup plus complexes que des estimations d'impact d'interventions. Un exemple correspond aux prospectives sur la taille qu'auront les cheptels dans 20, 30 ou 50 ans dans les pays en

développement, et sur ce qu'ils pourront produire. Certaines réflexions prospectives ont été initiées par diverses institutions internationales (p. ex. ILRI et FAO, [344], [365], [366], [367]). Celles-ci n'ont pas utilisé des modèles simulant la démographie des cheptels, mais des méthodes statistiques de régressions spatialisées, dans lesquelles les effectifs d'animaux sont prédits par pixel géographique d'après des relations empiriques ajustées sur des données environnementales satellitaires (ressources, eau, etc.) et sur la densité humaine.

La dynamique réelle d'un cheptel dépend non seulement de processus biologiques internes (reproduction et mortalité) mais aussi d'autres facteurs multiples, notamment ceux liés aux comportements des éleveurs : exploitation plus ou moins forte du capital biologique dont ils disposent. Plus globalement, elle dépend aussi de la démographie humaine pouvant provoquer des déplacements d'animaux : accroissement de la population humaine, migrations de familles (temporaires ou définitives), changements sociologiques (p. ex. éclatement des grandes familles en petits ménages), etc. Cette composante humaine est pour l'instant difficile à intégrer dans les prospectives réalisées à l'aide de modèles dynamiques. Pour la FAO, Otte et Chilonda ([368]) ont récemment tenté ce type de projections pour le continent africain mais leur rapport ne décrit pas les hypothèses posées au niveau de cette composante humaine, notamment les taux d'exploitations supposés pour les cheptels qui peuvent modifier fortement les taux de croît. Cependant, cette voie me semble importante à explorer et je souhaite que des chercheurs et étudiants s'y attèlent dans la continuité de mes travaux, en interaction et en synergie avec les méthodes de régression initiées par ailleurs (ILRI, FAO, Université d'Oxford).

Dans les années 1970, les modèles matriciels ont aidé à fournir des valeurs réalistes des taux de croît annuels des cheptels des pays. Par exemple pour les bovins des pays sahéliens, des taux de croît de l'ordre de 3 % ont été suggérés par les experts, après avoir estimé un rendement numérique annuel moyen voisin de 13 % et avoir supposé des taux d'exploitation globaux de 10 % d'après les quelques observations disponibles. Ce taux de croît moyen attendu a été utilisé par la plupart des services techniques des pays pour mettre à jour leurs statistiques nationales : en pratique, les taux utilisés varient entre 2-5 % selon les pays, les années et les espèces. A des fins opérationnelles mais aussi pédagogiques, il me semble essentiel de mieux approfondir cette question des potentiels de croissance des cheptels (en s'appuyant notamment sur l'indicateur  $\lambda_{\max}$ ) et d'étudier la sensibilité de ces potentiels aux paramètres biologiques et aux stratégies d'exploitation. Les modèles matriciels sont bien adaptés pour cette étude, qui pourra s'appuyer sur les travaux monographiques proposés sur les paramètres démographiques dans les perspectives de ce mémoire.

Le taux de croît annuel moyen attendu de 3 % a l'avantage d'être cohérent avec les taux de croît estimés ou supposés pour la population humaine des pays du sud, qui est de l'ordre de 2.5 %. Cependant, cette valeur ne rend pas forcément compte de la dynamique réelle des cheptels des pays. Pour l'instant, les inventaires nationaux d'animaux réalisés dans les pays, trop rares et parfois de fiabilité insuffisante, n'arrivent pas à diminuer l'incertitude sur la dynamique réelle des cheptels depuis les années 1960 et implicitement sur les stocks d'animaux disponibles aujourd'hui en Afrique subsaharienne. Cette incertitude est loin d'être négligeable. Pour fixer les idées, en 2006 au Niger FAOSTAT affichait par exemple un stock bovin de moins de trois millions de tête, estimation obtenue d'après des taux de croît hypothétiques appliqués chaque année depuis après la sécheresse 1983-84. Cette même année un recensement général de l'agriculture et du cheptel effectué par les services techniques et coordonné par la FAO (RGAC 2006) en a pourtant estimé plus de sept millions (les statistiques FAOSTAT ont été redressées depuis). Ces deux estimations engendrent évidemment des résultats très différents sur l'importance de l'élevage dans le PIB du pays, sur le bilan fourrager annuel national ou sur les quantités de gaz à effet de serre dégagés dans l'atmosphère.

Améliorer les estimations d'effectifs d'animaux au sein des pays par la réplification d'inventaires fiables est un enjeu majeur pour l'étude de la démographie animale, mais aussi pour toutes les études « macro », économiques ou environnementales. Ces estimations d'effectifs sont



cependant complexes à mener dans les pays d'Afrique subsaharienne, notamment ceux disposant de grandes zones pastorales parcourues par les populations nomades ou les grands transhumants. Malgré certains efforts des pays et certains progrès, les méthodologies sont loin d'être opérationnelles et performantes, en raison de difficultés techniques, mais aussi de difficultés structurelles dépassant le cadre de la recherche. Des travaux méthodologiques très conséquents sont à développer dans ce domaine, essentiellement situés dans des problématiques d'échantillonnage. Ces travaux sortent du cadre du présent mémoire et de mes perspectives prioritaires. Avec différents collègues du CIRAD, nous comptons cependant initier quelques activités dans ce sens. Ces activités se limiteront pour l'instant au cas de petites zones d'agro-élevage sédentaire, et concerneront l'application de méthodes d'échantillonnage par régression en s'appuyant sur des covariables (issues de données disponibles sur la démographie humaines) très corrélées avec les effectifs d'animaux et plus faciles à obtenir sur le terrain ou dans des bases de données déjà existantes. Ces activités s'appuieront notamment sur le projet PASE2 au Mali (2011-2015) précédemment décrit. Des collaborations externes (bureau d'étude Avia-GIS en Belgique, [www.avia-gis.com](http://www.avia-gis.com)) sont également en cours de discussion.

Parallèlement aux difficultés propres aux effectifs d'animaux, une autre difficulté importante pour l'analyse des tendances en Afrique subsaharienne est l'incertitude existant autour des taux démographiques moyens des cheptels, notamment autour des taux de reproduction et de mortalité, pour la majorité des espèces et des systèmes d'élevage. Comme souligné plusieurs fois dans le mémoire, ces incertitudes limitent nos capacités de diagnostic sur les systèmes de production et de prédiction sur leurs évolutions possibles. Dans le présent mémoire, j'ai illustré ce problème en montrant que l'incertitude existant autour du taux de mise bas des femelles pouvait modifier complètement les diagnostics sur la reconstitution d'un cheptel après un choc environnemental. De manière plus générale, bien connaître la valeur de ces taux est essentiel pour estimer ce que produisent les troupeaux et leur capacité à se renouveler, et donc pour évaluer l'importance de l'élevage dans le revenu des ménages ou construire des scénarios de dynamique des cheptels. L'amélioration des connaissances sur les taux démographiques nécessite d'élaborer de nouveaux référentiels biotechniques sur les troupeaux en milieu villageois Ceci passe par une meilleure capitalisation des informations disponibles dans la littérature, l'élaboration de monographies sur la productivité des cheptels tropicaux et sur ses marges de progression à l'aide d'analyses de sensibilité. Ceci passe également par la mise en place de dispositifs de terrain longitudinaux, capables d'apporter des données fiables et de prendre en compte la variabilité interannuelle des taux démographiques. J'ai proposé différentes activités dans ce sens dans le présent mémoire. Il me semble essentiel que le CIRAD et mon UMR participent à l'élaboration de tels référentiels dans le cadre de projets futurs.

# 8.

## Références

- [1] D. Hallam, J. A. Gartner, and J. P. Hrabovszky, "A quantitative framework for livestock development planning: Part 1 - The planning context and an overview," *Agricultural Systems*, vol. 12, no. 4, pp. 231-249, 1983.
- [2] J. T. Sorensen, "Validation of livestock herd simulation models: a review," *Livestock Production Science*, vol. 26, pp. 79-90, 1990.
- [3] J. Agabriel and S. Ingrand, "Modelling the performance of the beef cow to build a herd functioning simulator," *Animal Research*, vol. 53, no. 5, pp. 347-361, 2004.
- [4] L. Puillet, D. Sauvant, and M. Tichit, "Intérêts et limites de la prise en compte de la variabilité individuelle dans les modèles de fonctionnement du troupeau," *INRA Productions Animales*, vol. 23, no. 3, 2010.
- [5] L. Gouttenoire, S. Cournut, and S. Ingrand, "Modelling as a tool to redesign livestock farming systems: a literature review (Submitted)," *Animal*, Submitted.
- [6] J.-D. Lebreton and C. Millier, *Modèles dynamiques déterministes en biologie*. Paris, France: Masson, 1982.
- [7] E. Jolivet, *Introduction aux modèles mathématiques en biologie*. Paris, France: Masson, 1983.
- [8] A. Pavé, *Modélisation en biologie et en écologie*. Paris, France: Aléas, 1994.
- [9] P. H. Leslie, "On the use of matrices in certain population mathematics," *Biometrika*, vol. 33, pp. 183-212, 1945.

- [10] P. H. Leslie, "Some further notes on the use of matrices in population mathematics," *Biometrika*, vol. 35, pp. 213-245, 1948.
- [11] L. P. Lefkovitch, "The study of population growth in organisms grouped by stages," *Biometrika*, vol. 21, pp. 1-18, 1965.
- [12] M. B. Usher, "A matrix approach to the management of renewable resources, with special reference to selecton forests," *J. Appl. Ecol.*, vol. 3, pp. 355-367, 1966.
- [13] M. B. Usher, "A matrix model for forest management," *Biometrics*, vol. 25, pp. 309-315, 1969.
- [14] H. Caswell, *Matrix population models: construction, analysis and interpretation*, 1st ed. Sunderland, Massachusetts, USA: Sinauer Associates, Inc. Publishers, 1989.
- [15] H. Caswell, *Matrix population models: construction, analysis and interpretation*, 2nd ed. Sunderland, USA: Sinauer Associates, 2001.
- [16] W. M. Getz and R. G. Haight, *Population harvesting: demographic models of fish, forest, and animal resources*. Princeton, New Jersey, USA: Princeton University Press, 1989.
- [17] S. Tuljapurkar, *Population dynamics in variable environments*. New York, USA: Springer-Verlag, 1990.
- [18] R. T. Wilson, "Livestock production in central Mali: economic characters and productivity indices for Sudanese Fulani cattle in the agro-pastoral system," *Tropical Agriculture (Trinidad)*, vol. 66, no. 1, pp. 49-53, 1989.
- [19] P. N. de Leeuw and R. T. Wilson, "Comparative productivity of indigenous cattle under traditional management in sub-saharan Africa," *Quarterly Journal of International Agriculture*, vol. 26, no. 4, pp. 377-390, 1987.
- [20] H. E. Kolff and R. T. Wilson, "Livestock production in central Mali: the 'mouton de case' system of smallholder sheep fattening," *Agricultural Systems*, vol. 16, pp. 217-230, 1985.
- [21] R. T. Wilson, "Small ruminant production systems in tropical Africa," *Small Ruminant Research*, vol. 1, pp. 305-325, 1988.
- [22] P. Lhoste, V. Dollé, J. Rousseau, and D. Soltner, *Manuel de zootechnie des régions chaudes - Les systèmes d'élevage*. Paris, France: Ministère de la Coopération, Collection Précis d'Elevage, 1993.
- [23] P. N. de Leeuw, J. J. McDermott, and S. H. B. Lebbie, "Monitoring of livestock health and production in sub-Saharan Africa," *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 25, pp. 195-212, 1995.
- [24] C. Seré and H. Steinfeld, *World Livestock Production Systems. Current Status, Issues and Trends*. FAO, 1996, p. 82.
- [25] S. M. Azzam, A. M. Azzam, M. K. Nielsen, and J. E. Kinder, "Markov chains as a shortcut method to estimate age distribution in herds of beef cattle under different culling strategies," *Journal of Animal Science*, vol. 68, pp. 5-14, 1990.
- [26] A. Jalvingh, J. Vanarendonk, and A. Dijkhuizen, "Dynamic probabilistic simulation of dairy herd management practices. I. Model description and outcome of different seasonal calving patterns," *Livestock Production Science*, vol. 37, no. 1-2, pp. 107-131, Dec. 1993.
- [27] A. W. Jalvingh, A. A. Dijkhuizen, and J. A. M. Van Arendonk, "Optimizing the Herd Calving Pattern with Linear Programming and Dynamic Probabilistic Simulation," *Journal of Dairy Science*, vol. 77, no. 6, pp. 1719-1730, 1994.
- [28] C. M. Yates, T. Rehman, and A. T. Chamberlain, "Evaluation of the potential effects of embryo transfer on milk production on commercial dairy herds: The development of a markov chain model," *Agricultural Systems*, vol. 50, no. 1, pp. 65-79, 1996.
- [29] A. R. Kristensen, "Optimal replacement and ranking of dairy cows determined by a hierarchical markov process," *Livestock Production Science*, vol. 16, pp. 131-144, 1987.
- [30] J. A. M. Van Arendonk, "Management guides for insemination and replacement decisions," *Journal of Dairy Science*, vol. 71, no. 4, pp. 1050-1057, 1988.
- [31] D. Boichard, "Estimation of the economic value of conception rate in dairy cattle," *Livestock Production Science*, vol. 24, no. 3, pp. 187-204, Apr. 1990.

- [32] A. R. Kristensen, "Optimal replacement in the dairy herd: a multi-component system," *Agricultural Systems*, vol. 39, no. 1, pp. 1-24, 1992.
- [33] C. M. Yates and T. Rehman, "A linear programming formulation of the Markovian decision process approach to modelling the dairy replacement problem," *Agricultural Systems*, vol. 58, no. 2, pp. 185-201, Oct. 1998.
- [34] S. Ingrand, S. Cournut, B. Dedieu, and F. Antheaume, "La conduite de la reproduction du troupeau de vaches allaitantes : modélisation des prises de décision," *INRA Productions Animales*, vol. 16, no. 4, pp. 263-270, 2003.
- [35] S. Cournut and B. Dedieu, "A discrete events simulation of flock dynamics: a management application to three lambings in two years," *Animal Research*, vol. 53, pp. 383-403, 2004.
- [36] F. Blanc, B. Graeme, and F. Bocquier, "Modelling reproduction in farm animals: a review," *Reproduction, Fertility and Development*, vol. 13, no. 6, pp. 337 - 353, 2001.
- [37] P. A. Oltenacu, R. A. Milligan, T. R. Rousaville, and R. H. Foote, "Modelling reproduction in a herd of dairy cattle," *Agricultural Systems*, vol. 5, no. 3, pp. 193-205, 1980.
- [38] D. Villalba, I. Casasus, A. Sanz, A. Bernues, J. Estany, and R. Revilla, "Stochastic simulation of mountain beef cattle systems," *Agricultural Systems*, vol. 89, no. 2-3, pp. 414-434, 2006.
- [39] F. Blanc and J. Agabriel, "Modelling the reproductive efficiency in a beef cow herd: effect of calving date, bull exposure and body condition at calving on the calving-conception interval and calving distribution," *The Journal of Agricultural Science*, vol. 146, no. 2, 2008.
- [40] S. Ostergaard, J. T. Sorensen, and A. R. Kristensen, "A Stochastic Model Simulating the Feeding-Health-Production Complex in a Dairy Herd," *Journal of Dairy Science*, vol. 83, no. 4, pp. 721-733, 2000.
- [41] S. Ostergaard, J. T. Sorensen, and H. Houe, "A stochastic model simulating milk fever in a dairy herd," *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 58, no. 3-4, pp. 125-143, 2003.
- [42] S. Ostergaard, J. T. Sorensen, and C. Enevoldsen, *SimHerd III: User's Manual PC programmes for simulation and analysis of production and health in the dairy herd*. Ministry of Food, Agriculture and Fisheries, Danish Institute of Agricultural Sciences, 2004, p. 95.
- [43] K. Louhichi, V. Alary, and P. Grimaud, "A dynamic model to analyse the bio-technical and socio-economic interactions in dairy farming systems on the Réunion Island," *Animal Research*, vol. 53, no. 5, pp. 363-382, Sep. 2004.
- [44] J. Vayssières, F. Guerrin, J.-M. Paillat, and P. Lecomte, "GAMEDE: A global activity model for evaluating the sustainability of dairy enterprises Part I – Whole-farm dynamic model," *Agricultural Systems*, vol. 101, no. 3, pp. 128-138, 2009.
- [45] R. Mace and A. Houston, "Pastoralists strategies for survival in unpredictable environments: a model of herd composition that maximise household viability," *Agricultural Systems*, vol. 31, pp. 185-204, 1989.
- [46] M. Tichit, B. Hubert, L. Doyen, and D. Genin, "A viability model to assess the sustainability of mixed herds under climatic uncertainty," *Animal Research*, vol. 53, no. 5, pp. 405-417, 2004.
- [47] G. Tacher, "Notes sur la démographie bovine au Sahel : I. Représentation et projection théorique du troupeau par un modèle mathématique," *Revue d'Élevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 28, no. 4, pp. 547-569, 1975.
- [48] R. Baptist, "Simulated livestock dynamics—Effects of pastoral offtake practices and drift on cattle wealth," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 22, no. 2, pp. 67-76, 1990.
- [49] W. G. Doubleday, "Harvesting in matrix population," *Biometrics*, vol. 31, pp. 189-200, 1975.
- [50] P. McCullagh and R. W. M. Nelder, *Generalized linear models*, 2nd ed. New York, USA: Chapman and Hall, 1989.
- [51] D. R. Cox and D. Oakes, *Analysis of survival data*. New York, USA: Chapman and Hall, 1984.

- [52] A. Agresti, *Categorical data analysis*. Wiley, 1990.
- [53] K. P. Burnham and D. R. Anderson, *Model selection and multi-model inference: a practical information-theoretic approach*. New York: Springer, 2002.
- [54] J. D. Lebreton, K. P. Burnham, J. Clobert, and D. R. Anderson, "Modeling survival and testing biological hypotheses using marked animals: a unified approach with case studies," *Ecological Monographs*, vol. 62, no. 1, pp. 67-118, 1992.
- [55] J. Yearsley and D. Fletcher, "Equivalence relationships between stage-structured population models," *Mathematical Biosciences*, vol. 179, no. 2, pp. 131-143, Oct. 2002.
- [56] H. Caswell, "A general formula for the sensitivity of population growth rate to changes in life history parameters," *Theor. Pop. Biol.*, vol. 14, pp. 215-230, 1978.
- [57] H. de Kroon, A. Plaisier, J. van Groenendael, and H. Caswell, "Elasticity: the relative contribution of demographic parameters to population growth rate," *Ecology*, vol. 67, pp. 1427-1431, 1986.
- [58] A. Saltelli, K. Chan, and E. M. Scott, Eds., *Sensitivity analysis*. New York, USA: Wiley, 2000.
- [59] R Development Core Team, *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria: , 2011.
- [60] S. Tuljapurkar and H. Caswell, Eds., "Stochastic matrix models," in *Structured-Population Models in Marine, Terrestrial, and Freshwater Systems*, New York, USA: Chapman and Hall, 1997, pp. 59-87.
- [61] F. Gosselin and J.-D. Lebreton, "The potential of branching processes as a modeling tool for conservation biology," in *Quantitative methods in conservation biology*, S. Ferson, Ed. Springer-Verlag, 1997, pp. 199-225.
- [62] F. Gosselin and J.-D. Lebreton, *Quantitative Methods for Conservation Biology*. New York: Springer-Verlag, 2000.
- [63] A. Rogers, "The multiregional net maternity function and multiregional stable growth," *Demography*, vol. 11, pp. 473-481, 1974.
- [64] J.-D. Lebreton and G. Gonzales-Davila, "An introduction to models of subdivided populations," *J. Biol. Syst.*, vol. 4, no. 1, pp. 389-423, 1993.
- [65] J. D. Lebreton, "Demographic models for subdivided populations: the renewal equation approach," *Theor. Pop. Biol.*, vol. 49, no. 3, pp. 291-313, 1996.
- [66] J. Lebreton, "Age, stages, and the role of generation time in matrix models," *Ecological Modelling*, vol. 188, no. 1, pp. 22-29, 2005.
- [67] G. van de Ven, N. de Ridder, H. van Keulen, and M. van Ittersum, "Concepts in production ecology for analysis and design of animal and plant?animal production systems," *Agricultural Systems*, vol. 76, no. 2, pp. 507-525, 2003.
- [68] E. Landais and G. Balent, "Introduction à l'étude des systèmes d'élevage extensifs," in *Pratiques d'élevage extensif: identifier, modéliser, évaluer*, 2nd ed., INRA, 2001.
- [69] C. P. Bagley, "Nutritional management of replacement beef heifers: a review," *Journal of Animal Science*, vol. 71, pp. 3155-3163, 1993.
- [70] F. Blanc, F. Bocquier, N. Debus, J. Agabriel, R. D'Hour, and Y. Chilliard, "La pérennité et la durabilité des élevages de ruminants dépendent des capacités adaptatives des femelles," *INRA Productions Animales*, vol. 17, no. 4, pp. 287-302, 2004.
- [71] F. Blanc, F. Bocquier, J. Agabriel, P. D'hour, and Y. Chilliard, "Adaptive abilities of the females and sustainability of ruminant livestock systems. A review," *Animal Research*, vol. 55, no. 6, pp. 489-510, 2006.
- [72] J. P. Denis and J. Valenza, "Comportement pondéral des femelles adultes de race Gobra: comparaison avec les races importées Pakistanais et Guzerat," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 23, pp. 229-241, 1970.
- [73] N. J. Cossins and M. Upton, "Options for the improvement of the Borana pastoral system," *Agricultural Systems*, vol. 27, pp. 251-278, 1988.

- [74] P. Ezanno, "Modélisation de la relation entre l'état corporel et la productivité des troupeaux. Thèse de Doctorat," Université de Montpellier II - Sciences et Techniques du Languedoc, 2002.
- [75] A. Njoya and N. D. Awa, "Influence de la complémentation et de la prophylaxie sur la viabilité des ovins Foulbé au nord Cameroun," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 50, no. 3, pp. 227-233, 1997.
- [76] M. Mourad and I. B. Balde, "Causes de mortalité des petits ruminants sur le plateau du Sankaran-Guinée en 1992-1993," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 50, pp. 84-88, 1997.
- [77] G. Tacher, "Notes sur la démographie bovine au Sahel : II. Représentation et projection théoriques du troupeau par un modèle mathématique après une catastrophe," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 28, no. 4, pp. 571-595, 1975.
- [78] G. Dahl and A. Hjort, *Having herds: pastoral herd growth and household economy. Stockholm studies in social anthropology no. 2*. University of Stockholm, 1976.
- [79] N. J. Cossins and M. Upton, "The impact of climatic variation on the Borana pastoral system," *Agricultural Systems*, vol. 27, pp. 117-135, 1988.
- [80] M. Lacrouts, J. Sarniguet, and J. Tyc, *Exploitation du cheptel bovin au Mali*. Ministère du Développement, 1965.
- [81] R. T. Wilson, *Livestock production in central Mali: long-term studies on cattle and small ruminants in the agropastoral system. ILCA Research Report no. 14*. Addis Ababa, Ethiopia: ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1986.
- [82] J. Coulomb, *Zone de modernisation pastorale du Niger : économie du troupeau*. Maisons-Alfort, France: IEMVT (Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1971.
- [83] J. B. Haumesser and P. Gerbaldi, "Observations sur la reproduction du mouton Oudah nigérien," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 33, no. 2, pp. 205-213, 1980.
- [84] H. Marichatou, L. Mamane, M. Banoin, and G. Baril, "Performances zootechniques des caprins au Niger : étude comparative de la chèvre rousse de Maradi et de la chèvre à robe noire dans la zone de Maradi," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 55, pp. 79-84, 2002.
- [85] CIPEA, *Etude des systèmes d'élevage traditionnel du delta du Niger et du Sahel. Manuscript non publié*. Addis Abeba, Ethiopie: CIPEA (Centre International Pour l'Elevage en Afrique), 1978.
- [86] CIRAD-IEMVT, *Enquête par suivi individuel du cheptel. II. Exemples de résultats obtenus sur les petits ruminants au Sénégal. Fiche Technique no. 4*. Maisons-Alfort, France: CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1991, p. 4.
- [87] J. B. Haumesser, "Quelques aspects de la reproduction chez la chèvre rousse de Maradi : comparaison avec d'autres races tropicales ou sub-tropicales," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 28, no. 2, pp. 225-234, 1975.
- [88] T. Tamboura, B. Bibe, R. Babile, and J. P. Petit, "Résultats expérimentaux sur le croisement des entre races locales et races laitières améliorées au Mali," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 35, pp. 401-412, 1982.
- [89] P. Gerbaldi, *Divers rapports sur les petits ruminants*. IEMVT (Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1978.
- [90] R. T. Wilson, P. N. de Leeuw, and C. de Haan, Eds., *Recherches sur les systèmes des zones arides du Mali : résultats préliminaires. CIPEA Rapport de recherche no. 5*. Addis Abeba, Ethiopie: CIPEA (Centre International pour l'Elevage en Afrique), 1983.
- [91] R. Dumas, "Contribution à l'étude des petits ruminants du Tchad," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 33, no. 2, pp. 215-233, 1980.
- [92] K. T. Wagenaar, A. Diallo, and A. R. Sayers, *Productivity of transhumant Fulani cattle in*

*the inner Niger delta of Mali. ILCA Research Report no. 13.* Addis Ababa, Ethiopia: ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1986.

[93] J. F. Tourrand and E. Landais, "Productivité des caprins dans les systèmes de production agricole du Delta du fleuve Sénégal," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 49, no. 2, pp. 168-173, 1996.

[94] S. Bertaudière, *Région de recherche d'Afrique centrale*. Maisons-Alfort, France: IEMVT (Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1979.

[95] P. Colin de Verdière, *Investigation sur l'élevage pastoral. Rapport final du projet STD 2*. Université d'Hohenheim, Stuttgart, Allemagne et CIRAD-EMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Département Elevage et Médecine Vétérinaire), Maisons-Alfort, France, 1994, p. 71.

[96] A. A. Ayantunde, M. Kango, P. Hiernaux, H. M. J. Udo, and R. Tabo, "Herders' perceptions on ruminant livestock breeds and breeding management in South-western Niger," *In preparation*, 2007.

[97] R. T. Wilson and S. E. Clarke, "Studies on the livestock of southern Darfur, Sudan. II: Production traits in cattle," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 8, pp. 47-51, 1976.

[98] M. D. Turner, "Merging local and regional analyses of land-use change; the case of livestock in the Sahel," *Annals of the Association of American Geographers*, vol. 89, no. 2, pp. 191-219, 1999.

[99] J. Coulomb, *Projet de développement de l'élevage dans la région de Mopti (République du Mali) : étude du troupeau*. Maisons-Alfort, France: IEMVT (Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1970.

[100] J. L. Francois, *Projet d'encadrement des éleveurs du Gorgol (Mauritanie) : résultats du suivi zootechnique des petits ruminants*. Ministère français pour la Coopération, 1990.

[101] D. Bourzat, *Les petits ruminants dans les systèmes de production des zones arides et semi-aride de Somalie et du Burkina Faso*. IEMVT (Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1989.

[102] C. H. Moulin, "Performances animales et pratiques d'élevage en Afrique sahelienne : la diversité du fonctionnement des troupeaux de petits ruminants dans la communauté rurale de Ndiagne (Sénégal). Thèse de Doctorat," INA-PG (Institut National Agronomique Paris-Grignon), 1993.

[103] R. T. Wilson and K. T. Wagenaar, Eds., *An introductory survey of livestock population demography and reproductive performance in the area of the Niger Range and Livestock Project*. Arid Zone Programme Document No. AZ 80. Bamako, Mali: ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1983.

[104] P. Hiernaux, M. D. Turner, and S. Fernandez-Rivera, *Influence of the farm type and the propriety status of the animals on the herd composition and reproductive performances of cattle, sheep and goats*. Unpublished manuscript. ICRISAT/ILRI, 2006.

[105] P. Lhoste, "L'association agriculture-élevage. Evolution du système agro-pastoral au Sine Saloum (Sénégal) Thèse de Doctorat," INA-PG, 1986.

[106] J. F. Tourrand, "Le développement de l'agriculture irriguée et la transformation de l'élevage dans la région du delta du fleuve Sénégal. Thèse de Doctorat," Université de Paris VI, 1993.

[107] R. T. Wilson and S. E. Clarke, "Studies on the livestock of southern Darfur, Sudan. III: Production traits in sheep," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 8, pp. 103-114, 1976.

[108] R. T. Wilson, "Studies on the livestock of southern Darfur, Sudan. IV: Production traits in goats," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 8, pp. 221-232, 1976.

[109] B. D. Perry, T. F. Randolph, J. J. McDermott, K. R. Sones, and P. K. Thornton, *Investing in animal health research to alleviate poverty*. Nairobi, Kenya: ILRI (International Livestock Research Institute), 2002.

[110] J. Zinsstag et al., "Effect of strategic gastrointestinal nematode control on fertility and

- mortality of N'Dama cattle in the Gambia," *Veterinary Parasitology*, vol. 73, pp. 105-117, 1997.
- [111] P. Itty, J. Zinsstag, P. Ankers, and K. Pfister, "Returns from strategic anthelmintic treatments in village cattle in the Gambia," *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 32, no. 3-4, pp. 299-310, 1997.
- [112] S. Osaer, B. Goossens, M. Eysker, and S. Geerts, "The effects of prophylactic anthelmintic treatment on the productivity of traditionally managed Djallonke sheep and West African Dwarf goats kept under high trypanosomosis risk," *Acta Tropica*, vol. 74, no. 1, pp. 13-24, 2000.
- [113] E. Tillard, C. H. Moulin, O. Faugère, and B. Faugère, "Le suivi individuel des petits ruminants au Sénégal : un mode d'étude des troupeaux en milieu villageois," *INRA Prod. Anim.*, vol. 10, no. 1, pp. 67-78, 1997.
- [114] M. Upton, "Models of improved production systems for small ruminants," in *Sheep and Goats in Humid West Africa*, J. E. Sumberg & K. Cassaday., International Livestock Centre for Africa, Addis Ababa, Ethiopia, 1985, pp. 55-67.
- [115] M. Lesnoff, "Etude de la dynamique et de la productivité des populations domestiques tropicales par les modèles matriciels en temps discret : les populations d'ovins au Sénégal. Thèse de Doctorat," Université de Montpellier II - Sciences et Techniques du Languedoc, 2000.
- [116] R. T. Wilson, "Population and production parameters of sheep under traditional management in semi-arid areas of Africa," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 12, pp. 243-250, 1980.
- [117] A. Traore and R. T. Wilson, "Livestock production in Central Mali: environmental and pathological factors affecting morbidity and mortality of ruminants in the agro-pastoral system," *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 6, pp. 63-75, 1988.
- [118] M. Tichit et al., "Le fonctionnement du troupeau : une interaction entre la conduite de l'éleveur et les comportements reproductifs d'animaux," presented at the Rencontres Recherches Ruminants, Paris, France, 2002, vol. 9, pp. 103-106.
- [119] M. Tichit, S. Ingrand, C. H. Moulin, S. Cournut, J. Lasseur, and B. Dedieu, "Analyse de la diversité des trajectoires productives des femelles reproductrices : intérêt pour la modélisation du fonctionnement du troupeau en élevage allaitant," *INRA Productions Animales*, vol. 17, pp. 123-132, 2004.
- [120] M. B. Coughenour et al., "Energy extraction and use in a nomadic pastoral ecosystem," *Science*, vol. 230, pp. 619-624, 1985.
- [121] D. L. Coppock, *The Borana plateau of southern Ethiopia: Synthesis of pastoral research, development and change, 1980-91. ILCA System Study 5*. Addis Ababa, Ethiopia: ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1994.
- [122] J. J. Bennison, D. Barton, and J. Jaitner, "The production objectives and feeding strategies of ruminant livestock owners in the Gambia: implications for policy makers," *Agricultural Systems*, vol. 55, no. 3, pp. 425-444, 1997.
- [123] I. Hary, "Assessing the effect of controlled seasonal breeding on steady-state productivity of pastoral goat herds in northern Kenya," *Agricultural Systems*, vol. 81, pp. 153-175, 2004.
- [124] E. O. Otchere, R. I. Mani, R. von Kaufmann, K. Peters, D. Light, and J. W. Durkin, *The productivity of Bunaji (White Fulani) cattle and the effect of forage legume supplementation in improving productivity in agro-pastoral herds in the sub-humid zone of Nigeria*. ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1986.
- [125] ILCA/IER, *Evaluation of the productivity of Maure and Peul cattle breeds at the Sahelian station, Niono, Mali*. ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1978.
- [126] R. T. Wilson, *Small ruminant production and the small ruminant genetic resource in tropical Africa. FAO Animal Production and Health Paper*. FAO, 1991.
- [127] R. T. Wilson, "Studies on the livestock of Southern Darfur, Sudan. VIII. A comparison of productivity indices for goats and sheep," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 15, pp. 63-68, 1983.
- [128] J. C. M. Trail and K. E. Gregory, *Sahiwal cattle. An evaluation of their potential*



*contribution to milk and beef production in Africa. ILCA Monograph No.3.* ILCA (International Livestock Centre for Africa), note = basedemog, 1981.

[129] K. E. Gregory, J. C. M. Trail, J. Sandford, and J. Durkin, "Crossbreeding cattle in beef production programmes in Kenya," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 16, no. 3, pp. 181-186, Sep. 1984.

[130] E. Landais, *Recherche sur les systèmes d'élevage. Questions et perspectives. Document de travail de l'URSA Versailles-Dijon-Mirecourt.* INRA, 1987.

[131] B. Rey and S. M. Dias, "A system analysis of inter-annual changes in the pattern of sheep flock productivity in Tanzanian livestock research centres," *Agricultural Systems*, vol. 53, pp. 175-190, 1997.

[132] I. Hary, "Derivation of steady-state herd productivity using age-structured population models and mathematical programming," *Agricultural Systems*, vol. 81, pp. 133-152, 2004.

[133] W. Pittroff and T. C. Cartwright, "Modeling livestock systems. I. A descriptive formalism," *Archivos Latinoamericanos de Produccion Animal*, vol. 10, no. 3, pp. 193-205, 2002.

[134] M. Upton, "Livestock productivity assessment and herd growth models," *Agricultural Systems*, vol. 29, pp. 149-164, 1989.

[135] M. Upton, "Livestock productivity assessment and modelling," *Agricultural Systems*, pp. 459-472, 1993.

[136] R. Baptist, "Derivation of steady-state herd productivity," *Agricultural Systems*, vol. 39, pp. 253-272, 1992.

[137] R. Baptist, "Herd and flock productivity assessment using the standard offtake and the demogram," *Agricultural Systems*, vol. 28, pp. 67-78, 1988.

[138] H. G. Bosman, H. A. J. Moll, and H. M. J. Udo, "Measuring and interpreting the benefits of goat keeping in tropical farm systems," *Agricultural Systems*, vol. 53, pp. 349-372, 1997.

[139] A. D. James and A. B. Carles, "Measuring the productivity of grazing and foraging livestock," *Agricultural Systems*, vol. 52, no. 2-3, pp. 271-291, 1996.

[140] E. Landais and M. M. Sissokho, "Bases méthodologiques du contrôle des performances animales pour l'analyse zootechnique et démographique : collecte des données et choix des variables," in *Méthodes pour la recherche sur les systèmes d'élevage en Afrique intertropicale. Etudes et synthèses no. 20*, Maisons-Alfort, France: CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1986, pp. 433-485.

[141] C. P. Peacock, "Measures for assessing the productivity of sheep and goats," *Agricultural Systems*, vol. 23, pp. 197-210, 1987.

[142] J. C. M. Trail, K. Sones, J. M. C. Jibbo, J. Durkin, D. E. Light, and M. Murray, *Productivity of Boran cattle maintained by chemoprophylaxis under trypanosomiasis risk. ILCA Research Report N°9.* ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1985.

[143] H. C. Knipscheer, O. Kusnadi, and A. J. DeBoer, "Some efficiency measures for analysis of the productive potential of Indonesian goats," *Agricultural Systems*, vol. 15, pp. 125-135, 1984.

[144] R. T. Wilson, C. P. Peacock, and A. R. Sayers, "Pre-weaning mortality and productivity indices for goats and sheep on a Maasai group ranch in south-central Kenya," *Animal Production (UK)*, vol. 41, pp. 201-206, 1985.

[145] P. Hofs, G. Montsma, and S. Nabuurs, "Growth and reproduction rates of West African Dwarf goats under high levels of feeding and management," in *Sheep and Goats in Humid West Africa*, J. E. Sumberg & K. Cassaday., International Livestock Centre for Africa, Addis Ababa, Ethiopia, 1985, pp. 25-28.

[146] J. C. M. Trail and K. E. Gregory, "Characterization of the boran and Sahiwal breeds of cattle for economic characters," *Journal of Animal Science*, vol. 52, pp. 1286-1293, 1981.

[147] A. K. Tuah and Y. Nyamaa Danso, "Preliminary studies on the performance and productivity indices of N'Dama and West African shorthorn cattle in Ghana," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 17, pp. 114-120, 1985.

- [148] A. Fall et al., *Evaluation of the productivities of Djallonke sheep and N'Dama cattle at the Centre de Recherches Zootechniques, Kolda, Senegal. Research Report No. 3*. ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1982.
- [149] M. Upton, "Returns from small ruminant production in south west Nigeria," *Agricultural Systems*, vol. 17, pp. 65-83, 1985.
- [150] P. Itty, "Application of a bio-economic herd simulation model to African cattle production systems: implications for village milk production," *Q. J. Int. Agric.*, vol. 34, no. 4, pp. 372-385, 1995.
- [151] P. Itty, "Modelling possible effects of strategic nutritional interventions on national N'Dama cattle production in the Gambia," in *Livestock production in tsetse affected areas of Africa*, Nairobi, Kenya, 1988, pp. 404-410.
- [152] P. Thornton and M. Herrero, "Integrated crop-livestock simulation models for scenario analysis and impact assessment," *Agricultural Systems*, vol. 70, no. 2-3, pp. 581-602, 2001.
- [153] SEDES, *Etude de la structure et de la dynamique des troupeaux bovins : méthodologie pratique*. Paris, France: Ministère de la Coopération, 1975.
- [154] W. Y. Wundersee, *Voies visant à l'amélioration des races bovine slocales en République du Mali*. Sotuba, 1971.
- [155] SEDES, *Approvisionnement en viandes de l'Afrique de l'ouest. Tome I-IV*. 1975.
- [156] J. van de Putte, *Production, consommation et exportation de viande bovine et ovine/caprine au Mali et projections, 1974-1990. Document no. 96*. FAO/PNUD/OMBEVI, 1977.
- [157] FAO/PNUD/OMBEVI, *La commercialisation du bétail au Mali. Rapport de synthèse. Document no. 100*. 1978.
- [158] K. H. Shapiro, "The livestock economies in Africa: an overview," in *Livestock production and marketing in the Entente states of West Africa. Summary report*, University of Michigan, USA, 1979.
- [159] J. F. Pradère, *Performances et contraintes de l'élevage au Mali. Projet d'Appui à l'Agriculture Africaine (P3A) au Mali*. MAE (Ministère des Affaires Etrangères), 2007.
- [160] C. Seré and W. Doppler, "Simulation of production alternatives in ranching systems in Togo," *Agricultural Systems*, vol. 6, no. 4, pp. 249-260, 1981.
- [161] C. R. Long, T. C. Cartwright, and H. A. Fitzhugh, "Systems Analysis of Sources of Genetic and Environmental Variation in Efficiency of Beef Production: Cow Size and Herd Management," *J. Anim Sci.*, vol. 40, no. 3, pp. 409-420, Mar. 1975.
- [162] T. C. Cartwright, H. A. Fitzhugh, and C. R. Long, "Systems Analysis of Sources of Genetic and Environmental Variation in Efficiency of Beef Production: Mating Plans," *J. Anim Sci.*, vol. 40, no. 3, pp. 433-443, Mar. 1975.
- [163] H. A. Fitzhugh, C. R. Long, and T. C. Cartwright, "Systems Analysis of Sources of Genetic and Environmental Variation in Efficiency of Beef Production: Heterosis and Complementarity," *J. Anim Sci.*, vol. 40, no. 3, pp. 421-432, Mar. 1975.
- [164] J. M. King, A. R. Sayers, C. P. Peacock, and E. Kontrohr, "Maasai herd and flock structure in relation to livestock wealth, climate and development," *Agricultural Systems*, vol. 13, pp. 21-56, 1984.
- [165] R. W. Matthewman and B. D. Perry, "Measuring the benefits of disease control: relationship between herd structure, productivity and health," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 17, pp. 39-51, 1985.
- [166] K. S. Amanor, "Dynamics of Herd Structures and Herding Strategies in West Africa: A Study of Market Integration and Ecological Adaptation," *Africa: Journal of the International African Institute*, vol. 65, no. 3, pp. 351-394, 1995.
- [167] J. E. O. Rege, R. R. von Kaufmann, W. N. M. Mwenya, E. O. Otchere, and R. I. Mani, "On-farm performance of Bunaji (White Fulani) cattle. 2. Growth, reproductive performance, milk offtake and mortality," *Animal Production (UK)*, vol. 57, pp. 211-220, 1993.
- [168] E. Landais and P. Lhoste, "L'association agriculture-élevage en Afrique inter-tropicale: un

mythe techniciste confronté aux réalités du terrain,” *Cahiers des Sciences humaines de l'ORSTOM*, vol. 26, no. 1-2, pp. 217-235, 1990.

[169] E. Mukasa-Mugerwa, E. Bekele, and T. Tessema, “Type and productivity of indigenous cattle in Central Ethiopia,” *Tropical Animal Health and Production*, vol. 21, p. 120, 1989.

[170] J. McIntire, “Introduction to economic analysis in the African trypanotolerant livestock network,” in *Livestock production in tsetse affected areas of Africa*, Nairobi, Kenya, 1988, pp. 350-359.

[171] N. P. French, J. Tyrer, and W. M. Hirst, “Smallholder dairy farming in the Chikwaka communal land, Zimbabwe: birth, death and demographic trends,” *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 48, pp. 101-112, 2001.

[172] M. Upton, “Modelling economic outcomes of livestock production systems,” in *ILCA workshop on Modelling extensive livestock production systems*, Bet Degan, Israel, 1986, pp. 300-322.

[173] P. Ankers, P. Itty, J. Zinsstag, S. Trawally, and K. Pfister, “Biannual anthelmintic treatments in village Djallonke sheep in the Gambia: effects on productivity and profitability,” *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 34, no. 2-3, pp. 215-225, 1998.

[174] A. Laurec and J. C. Le Guen, *Dynamique des populations marines exploitées. Tome I : Concepts et modèles*. 1981.

[175] I. Hary, “Effects of seasonality on the productivity of pastoral goat herds in northern Kenya. PhD Thesis,” University of Humboldt, Berlin, 1999.

[176] I. Hary and H.-J. Schwartz, “Effects of seasonal breeding on productive performance of pastoral goat herds in northern Kenya: a longitudinal analysis of growth in kids and body weight development of does,” *Journal of Arid Environments*, vol. 50, no. 4, pp. 641-664, 2002.

[177] I. Hary, H.-J. Schwartz, J. M. King, and A. B. Carles, “Effects of controlled seasonal breeding on reproductive performance traits of pastoral goat herds in northern Kenya,” *Journal of Arid Environments*, vol. 55, pp. 555-579, 2002.

[178] H. Caswell, “Analysis of life table response experiments: I. Decomposition of effects on population growth rate,” *Ecological Modelling*, vol. 46, pp. 221-237, 1989.

[179] H. Caswell, “Analysis of life table response experiments: II. Alternative parameterizations for size and stage-structured models,” *Ecological Modelling*, vol. 88, pp. 73-82, 1996.

[180] A. Saltelli et al., *Global sensitivity analysis: the primer*. Chichester England; Hoboken NJ: John Wiley, 2008.

[181] F. E. Brandl, “The use of a herd simulation model for the estimation of a direct economic benefits of tsetse control. Application to the pastoral zone of Sideradougou, Burkina Faso,” *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 387, no. 4, pp. 364-370, 1985.

[182] E. Landais, “Un exemple d'utilisation d'une projection démographique pour l'analyse technico-économique d'un essai en milieu paysan : évaluation des pertes dues à la trypanosomose bovine dans la région de Khorogo (Côte d'Ivoire) et comparaison de 2 méthodes de lutte : méthodologie et résultats,” in *Méthodes pour la recherche sur les systèmes d'élevage en Afrique intertropicale. Etudes et synthèses no. 20*, Maisons Alfort, France: CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1986, pp. 487-496.

[183] E. Tillard, “Evaluation technico-économique des effets de prophylaxies en milieu villageois chez les petits ruminants de la région de Kolda. Thèse de Docteur Vétérinaire,” 1991.

[184] E. Tillard, O. Faugère, and B. Faugère, “Evaluation technico-économique de prophylaxies chez les petits ruminants au Sénégal : régionalisation des interventions de protection sanitaire,” in *Production et santé animales tropicales. L'élevage, facteur essentiel d'une agriculture durable*, 14-18 septembre 1992, Yamoussoukro, Côte d'Ivoire, 1992, pp. 519-528.

[185] O. Faugère, E. Tillard, and B. Faugère, “Prophylaxies chez les petits ruminants au Sénégal : régionalisation d'une politique nationale de protection sanitaire,” in *Rey B. (ed.), Lebbie S.H.B. (ed.), Reynold L. (ed.). Small ruminant research and development in Africa*, 10-15 December 1990,

Nairobi, Kenya, 1992, pp. 307-315.

[186] M. H. Butterworth and J. I. McNitt, "Projection of cattle herd composition using a programmable calculator," *Agricultural Systems*, vol. 11, no. 4, p. 211-, 1983.

[187] P. Formenty, *Livmod II. Livestock simulation model data system (version 2.2a). Users guide*. IEMVT, 1989.

[188] R. von Kaufmann, J. MacIntyre, and P. Itty, *ILCA bio-economic herd model for micro-computer*, vol. Technical reference guide. Addis Ababa, Ethiopia: ILCA, 1990.

[189] P. D. Chudleigh and I. M. Cezar, "A review of bio-economic simulation models of beef production systems and suggestions for methodological development," *Agricultural Systems*, vol. 8, no. 4, pp. 273-289, Jun. 1982.

[190] P. Itty et al., "Economic aspect of cattle production and of chemoprophylaxis for control of trypanosomiasis in village East African zebu cattle in Kenya," in *Livestock production in tsetse affected areas of Africa*, Nairobi, Kenya, 1988, pp. 360-376.

[191] P. Itty, *Economics of village cattle production in tsetse affected areas in Africa. A study of trypanosomiasis control using trypanotolerant cattle and chemotherapy in Ethiopia, Kenya, The Gambia, Ivory Coast, Zaire and Togo*. Hartung-Gorre, 1992.

[192] B. O. Bebe, "Assessing potential for producing dairy replacements under increasing intensification of smallholder dairy systems in the Kenya highlands," *Livestock Research for Rural Development*, vol. 20, no. 24, 2008.

[193] B. O. Bebe, H. M. J. Udo, and W. Thorpe, "Development of smallholder dairy systems in the Kenya highlands," *Outlook on Agriculture*, vol. 31, pp. 113-120, 2002.

[194] B. O. Bebe, H. M. J. Udo, G. J. Rowlands, and W. Thorpe, "Smallholder dairy systems in the Kenya highlands: cattle population dynamics under increasing intensification," *Livestock Production Science*, vol. 82, pp. 211-221, 2003.

[195] S. Bekure, P. N. De Leeuw, and R. Nyambaka, "The long-term productivity of the Maasai livestock production system," in *Maasai herding. An analysis of the livestock production system of Masai pastoralists in eastern Kajiado District, Kenya*, S. Bekure, P. N. De Leeuw, B. E. Grandin, and P. J. H. Neate, Eds. Addis Ababa, Ethiopia: ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1991, pp. 127-140.

[196] A. W. Illius and T. G. O'Connor, "On the relevance of non-equilibrium concepts to arid and semi-arid grazing systems," *Ecological Applications*, vol. 9, no. 3, pp. 798-813, 1999.

[197] D. D. Briske, S. D. Fuhlendorf, and F. E. Smeins, "Vegetation dynamics on rangelands: a critique of the current paradigms," *Journal of Applied Ecology*, vol. 40, no. 4, pp. 601-614, 2003.

[198] S. Vetter, "Rangelands at equilibrium and non-equilibrium: recent developments in the debate," *Journal of Arid Environments*, vol. 62, no. 2, pp. 321-341, Jul. 2005.

[199] J. F. Derry and R. B. Boone, "Grazing systems are a result of equilibrium and non-equilibrium dynamics," *Journal of Arid Environments*, vol. 74, no. 2, pp. 307-309, Feb. 2010.

[200] P. Ezanno, "Dynamics of a tropical cattle herd in a variable environment: A modelling approach in order to identify the target period and animals on which concentrating management efforts to improve productivity," *Ecological Modelling*, vol. 188, no. 2-4, pp. 470-482, 2005.

[201] P. Ezanno, A. Ickowicz, and B. Faye, "Demographic parameters of N'Dama cattle raised under extensive range management in Southern Senegal," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 55, no. 3, pp. 211-219, 2002.

[202] P. Ezanno, A. Ickowicz, and F. Bocquier, "Factors affecting the body condition score of N'Dama cows under extensive range management in Southern Senegal," *Animal Research*, vol. 52, pp. 37-48, 2003.

[203] P. Ezanno, A. Ickowicz, and R. Lancelot, "Relationships between N'Dama cow body condition score and productive performance under extensive range management in Southern Senegal; calf weight gain milk production, probability of pregnancy and juvenile mortality," *Livestock Production Science*, vol. 92, no. 3, pp. 291-306, 2005.

[204] M. Petit and J. Agabriel, "Etat corporel des vaches allaitantes charolaises : signification,

- utilisations pratiques et relations avec la reproduction,” *INRA Productions Animales*, vol. 6, no. 5, pp. 311-318, 1993.
- [205] H. G. Bosman, A. A. Ayantunde, F. A. Steenstra, and H. M. J. Udo, “A simulation model to assess productivity of goat production in the tropics,” *Agricultural Systems*, vol. 54, no. 4, pp. 539-576, 1997.
- [206] M. C. Rufino, M. Herrero, M. T. Van Wijk, J. Dury, N. De Ridder, and K. E. Giller, *NUANCES – LIVSIM: The Livestock Simulator, version 08.08*. Wageningen, The Netherlands: Wageningen University, Plant Production Systems Group, 2008, p. 21.
- [207] P. A. Konandreas and F. M. Anderson, *Cattle herd dynamics: an integer and stochastic model for evaluating production alternatives*, vol. 2. Addis Ababa, Ethiopia: ILCA, 1982.
- [208] P. A. Konandreas, F. M. Anderson, and J. C. M. Trail, *Economic trade-offs between milk and meat production under various supplementation levels in Botswana. ILCA Research Report No. 10*. ILCA, 1983.
- [209] M. C. Rufino, M. Herrero, M. T. Van Wijk, L. Hemerik, N. De Ridder, and K. E. Giller, “Lifetime productivity of dairy cows in smallholder farming systems of the Central highlands of Kenya,” *animal*, vol. 3, no. 7, p. 1044, 2009.
- [210] J. Sanders and T. C. Cartwright, “A general cattle production systems model. I: Structure of the model,” *Agricultural Systems*, vol. 4, no. 3, pp. 217-227, 1979.
- [211] J. Sanders and T. C. Cartwright, “A general cattle production systems model. Part 2- Procedures used for simulating animal performance,” *Agricultural Systems*, vol. 4, no. 4, pp. 289-309, Oct. 1979.
- [212] H. D. Blackburn and T. C. Cartwright, “Description and validation of the Texas A&M sheep simulation model,” *Journal of Animal Science*, vol. 67, pp. 373-386, 1987.
- [213] J. De Leeuw, “Modelling pastoral livestock production: problems and prospects,” in *Modelling of extensive livestock production systems. Proceedings of the ILCA-ARO-CABO workshop*, Israël, Bet Dagan, 5-9 February 1985: , 1986, pp. 250-273.
- [214] K. T. Wagenaar and E. Kontrohr, “Appraisal of the ILCA cattle herd dynamics model using data from pastoral systems in Mali and Kenya,” in *Modelling of extensive livestock production systems. Proceedings of the ILCA-ARO-CABO workshop*, Israël, Bet Dagan, 5-9 February 1985: , 1986, pp. 231-246.
- [215] G. M. Sullivan, T. C. Cartwright, and D. E. Farris, “Simulation of production systems in East Africa by use of interfaced forage and cattle models,” *Agricultural Systems*, vol. 7, no. 4, pp. 245-265, 1981.
- [216] B. Tietjen and F. Jeltsch, “Semi-arid grazing systems and climate change: a survey of present modelling potential and future needs,” *Journal of Applied Ecology*, vol. 44, no. 2, pp. 425-434, 2007.
- [217] B. D. Hahn, F. D. Richardson, and A. M. Starfield, “Frame-based modelling as a method of simulating rangeland production systems in the long term,” *Agricultural Systems*, vol. 62, pp. 29-49, 1999.
- [218] B. D. Hahn, F. D. Richardson, M. T. Hoffman, R. Roberts, S. W. Todd, and P. J. Carrick, “A simulation model of long-term climate, livestock and vegetation interactions on communal rangelands in the semi-arid succulent Karoo, Namaqualand, South Africa,” *Ecological Modelling*, vol. 183, pp. 211-230, 2005.
- [219] F. D. Richardson, B. D. Hahn, and M. T. Hoffman, “On the dynamics of grazing systems in the semi-arid succulent Karoo: The relevance of equilibrium and non-equilibrium concepts to the sustainability of semi-arid pastoral systems,” *Ecological Modelling*, vol. 187, no. 4, pp. 491-512, 2005.
- [220] F. D. Richardson and B. D. Hahn, “A short-term mechanistic model of forage and livestock in the semi-arid Succulent Karoo: 1. Description of the model and sensitivity analyses,” *Agricultural Systems*, vol. 95, no. 1-3, pp. 49-61, 2007.
- [221] F. D. Richardson and B. D. Hahn, “A short-term mechanistic model of forage and livestock

- in the semi-arid Succulent Karoo: 2. Evaluation and application,” *Agricultural Systems*, vol. 95, no. 1-3, pp. 62-75, 2007.
- [222] F. D. Richardson, B. D. Hahn, and M. T. Hoffman, “Modelling the sustainability and productivity of pastoral systems in the communal areas of Namaqualand,” *Journal of Arid Environments*, vol. 70, no. 4, pp. 701-717, 2007.
- [223] A. W. Illius and T. G. O’Connor, “Resource heterogeneity and ungulate population dynamics,” *Oikos*, vol. 89, pp. 283-294, 2000.
- [224] N. Owen-Smith, “A metaphysiological modelling approach to stability in herbivore-vegetation systems,” *Ecological Modelling*, vol. 149, no. 1-2, pp. 153-178, 2002.
- [225] P. Gillard and R. Monypenny, “A decision support model to evaluate the effects of drought and stocking rate on beef cattle properties in Northern Australia,” *Agricultural Systems*, vol. 34, no. 1, pp. 37-52, 1990.
- [226] M. Freer, A. D. Moore, and J. Donnelly, “GRAZPLAN: Decision support systems for Australian grazing enterprises—II. The animal biology model for feed intake, production and reproduction and the GrazFeed DSS,” *Agricultural Systems*, vol. 54, no. 1, pp. 77-126, 1997.
- [227] J. Donnelly, A. D. Moore, and M. Freer, “GRAZPLAN: Decision support systems for Australian grazing enterprises—I. Overview of the GRAZPLAN project, and a description of the MetAccess and LambAlive DSS,” *Agricultural Systems*, vol. 54, no. 1, pp. 57-76, 1997.
- [228] A. Moore, J. Donnelly, and M. Freer, “GRAZPLAN: Decision support systems for Australian grazing enterprises. III. Pasture growth and soil moisture submodels, and the GrassGro DSS,” *Agricultural Systems*, vol. 55, no. 4, pp. 535-582, 1997.
- [229] D. H. White, P. J. Bowman, F. H. W. Morley, W. R. McManus, and S. J. Filan, “A simulation model of a breeding ewe flock,” *Agricultural Systems*, vol. 10, pp. 149-189, 1983.
- [230] P. J. Bowman, D. A. Wysel, D. G. Fowler, and D. H. White, “Evaluation of a new technology when applied to sheep production systems: Part I—Model description,” *Agricultural Systems*, vol. 29, no. 1, pp. 35-47, 1989.
- [231] H. Díaz-Solis, M. M. Kothmann, W. T. Hamilton, and W. E. Grant, “A simple ecological sustainability simulator (SESS) for stocking rate management on semi-arid grazinglands,” *Agricultural Systems*, vol. 76, no. 2, pp. 655-680, 2003.
- [232] H. Díaz-Solis, M. M. Kothmann, W. E. Grant, and R. De Luna-Villarreal, “Application of a simple ecological sustainability simulator (SESS) as a management tool in the semi-arid rangelands of northeastern Mexico,” *Agricultural Systems*, vol. 88, no. 2-3, pp. 514-527, 2006.
- [233] H. Díaz-Solis, M. M. Kothmann, W. E. Grant, and R. De Luna-Villarreal, “Use of irrigated pastures in semi-arid grazinglands: A dynamic model for stocking rate decisions,” *Agricultural Systems*, vol. 88, no. 2-3, pp. 316-331, 2006.
- [234] H. Díaz-Solís, W. E. Grant, M. M. Kothmann, W. R. Teague, and J. A. Díaz-García, “Adaptive management of stocking rates to reduce effects of drought on cow-calf production systems in semi-arid rangelands,” *Agricultural Systems*, vol. 100, no. 1-3, pp. 43-50, 2009.
- [235] W. R. Teague et al., “An ecological economic simulation model for assessing fire and grazing management effects on mesquite rangelands in Texas,” *Ecological Economics*, vol. 64, no. 3, pp. 611-624, 2008.
- [236] M. Hunter, “Multiple approaches to estimating the relative importance of top-down and bottom-up forces on insect populations: Experiments, life tables, and time-series analysis,” *Basic and Applied Ecology*, vol. 2, no. 4, pp. 295-309, 2001.
- [237] J.-M. Legay, *L’expérience et le modèle: un discours sur la méthode*. Editions Quae, 1997.
- [238] S. Tuljapurkar and H. Caswell, Eds., *Structured-population models in marine, terrestrial, and freshwater systems*. New York, USA: Chapman and Hall, 1997.
- [239] G. Oba, “The effect of multiple droughts on cattle in Obbu, Northern Kenya,” *Journal of Arid Environments*, vol. 49, no. 2, pp. 375-386, 2001.
- [240] CIRAD-IEMVT, *Définition des paramètres zootechniques concernant la reproduction, l’économie des troupeaux, l’économie du bétail de boucherie en élevage bovin, ovin, caprin*.

Maisons-Alfort, France: CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1972.

[241] R. T. Wilson and D. Light, "Livestock production in central Mali: economic characters and productivity indices for traditionally managed goats and sheep," *Journal of Animal Science*, vol. 62, pp. 567-575, 1986.

[242] CIRAD-IEMVT, *Les enquêtes sur la productivité du bétail. Fiche Technique no. 5*. Maisons-Alfort, France: CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1989, p. 4.

[243] E. Mukasa-Mugerwa, *A review of reproductive performance of female Bos Indicus (zebu) cattle*. Addis Ababa, Ethiopia: ILCA monograph no. 6, International Livestock Centre for Africa, 1989.

[244] ILCA, *Livestock systems research manual. Working Paper 1, Vol. 1*. Addis Ababa, Ethiopia: ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1990.

[245] G. Liénard and J. Legendre, "Productivité en veaux des troupeaux de vaches allaitantes," *Bulletin Technique du Centre de Recherches Zootechniques et Vétérinaires de Theix, INRA*, vol. 1974, pp. 47-67, 1974.

[246] J. Marzin and G. Liénard, "Productivité en agneaux des troupeaux ovins. Réflexions sur le choix d'une méthode d'analyse," *Bulletin Technique du Centre de Recherches Zootechniques et Vétérinaires de Theix, INRA*, vol. 56, pp. 69-90, 1984.

[247] P. N. de Leeuw, P. P. Semenyé, C. P. Peacock, and B. E. Grandin, "Productivity of cattle and smallstock," in *Maasai herding. An analysis of the livestock production system of Masai pastoralists in eastern Kajiado District, Kenya*, S. Bekure, P. N. De Leeuw, B. E. Grandin, and P. J. H. Neate, Eds. Addis Ababa, Ethiopia: ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1991, pp. 127-140.

[248] S. Singh and K. N. S. Sharma, "Estimates of different fertility parameters in bovines at an organized farm," *Indian Journal of Animal Science*, vol. 54, pp. 831-834, 1984.

[249] R. M. Anderson and R. M. May, *Infectious diseases of humans. Dynamics and control*. Oxford, UK: Oxford University Press, 1991.

[250] C. P. Peacock, *A rapid appraisal of goat and sheep flock demography in East and West Africa: method, results and application to livestock research and development. Working Document 28*. ILCA (International Livestock research Centre for Africa), 1983.

[251] J. P. Poivey, E. Landais, J. L. Seitz, and M. Kouyate, "Détermination de l'âge des bovins par l'examen de la dentition. Méthodologie et principaux résultats acquis en milieu villageois dans le Nord de la Côte d'Ivoire," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 34, no. 1, pp. 55-62, 1981.

[252] J. P. Poivey, J. L. Seitz, and E. Landais, "Finalités et aspects méthodologiques d'un système informatisé de suivi individuel des animaux dans les élevages bovins villageois du Nord de la Côte d'Ivoire," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 34, no. 2, pp. 199-210, 1981.

[253] O. Faugère and B. Faugère, "Suivi de troupeaux et contrôle de performances individuelles des petits ruminants en milieu traditionnel africain. Aspects méthodologiques," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 39, no. 1, pp. 29-40, 1986.

[254] CIRAD-IEMVT, *Enquête sur la productivité du cheptel : approche pluridisciplinaire basée sur le suivi individuel des animaux. Fiche Technique no. 11*. Maisons-Alfort, France: CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1990, p. 10.

[255] D. Planchenault, *Logiciel PIKBEU*. Maisons-Alfort, France: CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1990.

- [256] O. Faugère, P. Merlin, and B. Faugère, "Méthodologie d'évaluation de la santé et de la productivité des petits ruminants en Afrique: l'exemple du Sénégal," *Revue scientifique et technique (International Office of Epizootics)*, vol. 10, no. 1, pp. 103-130, 1991.
- [257] E. G. M. van Klink, J. J. F. M. Corten, and D. M. Kalonoki, "Herd monitoring in traditional cattle husbandry as a tool for productivity research and livestock development," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 28, pp. 273-279, 1996.
- [258] T. Metz and M. D. Asfaw, *LIMS: Database for livestock performance data. Version 1.2. Computer Program with system documentation*. Nairobi, Kenya: ILRI, 1999.
- [259] E. Camus, E. Landais, and J. P. Poivey, "Structure génétique du cheptel bovin sédentaire du nord de la Côte d'Ivoire. Perspectives d'avenir en fonction de la diffusion croissante du sang zebu," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 34, pp. 187-198, 1981.
- [260] A. Ickowicz and M. Mbaye, "Sudanian forest and cattle feeding in Senegal: potential and limits," *Bois et Forêts des Tropiques*, vol. 270, no. 4, pp. 47-61, 2001.
- [261] S. Osaer, B. Goossens, S. Kora, M. Gaye, and L. Darboe, "Health and productivity of traditionally managed djallonke sheep and west African dwarf goats under high and moderate trypanosomosis risk," *Veterinary Parasitology*, vol. 82, pp. 101-119, 1999.
- [262] X. Pacholek, R. Lancelot, M. Lesnoff, and S. Messad, "Performances de croissance des chamelons élevés dans la zone pastorale nigérienne," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 53, no. 2, 2000.
- [263] D. N. Awa, A. Njoya, and A. C. NgoTama, "Economics of prophylaxis against Peste de Petits Ruminants and gastrointestinal helminthosis in small ruminants in North Cameroun," *Tropical Animal Health and Production*, vol. In press, 2000.
- [264] J. Berthet-Bondet and J. Bonnemaire, "L'élevage dans une agriculture en terrasses des hautes collines himalayennes : Salmé au Népal," *Cahiers de la Recherche Développement*, vol. 9-10, pp. 121-132, 1986.
- [265] T. Madani, B. Hubert, B. Vissac, and F. Casabianca, "Analyse de l'activité d'élevage bovin et transformation des systèmes de production en situation sylvopastorale algérienne," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 55, no. 3, pp. 197-209, 2002.
- [266] K. Huttner, K. Leidl, D. Pfeiffer, D. Kasambara, and F. B. D. Jere, "The effect of a community-based animal health service programme on livestock mortality, off-take and selected husbandry applications. A field study in northern Malawi," *Livestock Production Science*, vol. 72, pp. 263-278, 2001.
- [267] R. Pocard-Chapuis, D. Coulibaly, and A. Ba, *Analyse affinée des stratégies et des pratiques paysannes. Projet "Caractérisation des dynamiques agraires en zone cotonnière du Mali". Rapport final de l'Activité no. 3*. 2007.
- [268] J. Swift, "Rapid appraisal and cost-effective participatory research in dry pastoral areas of West Africa," *Agric. Adm.*, vol. 8, pp. 485-492, 1981.
- [269] A. Waters-Bayer and W. Bayer, *Planning with pastoralists: PRA and more. A review of methods focused on Africa*. GTZ (German Agency for Technical Cooperation), 1994.
- [270] A. P. Catley and A. A. Mohammed, "The use of livestock-disease scoring by a primary animal-health project in Somaliland," *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 28, pp. 175-186, 1996.
- [271] A. Catley and T. Leyland, "Community participation and the delivery of veterinary services in Africa," *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 49, pp. 95-113, 2001.
- [272] CIRAD-IEMVT, *Résultats de l'enquête sur la situation de l'élevage bovin, ovin et caprin au Tchad*. Maisons-Alfort, France: CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1988.
- [273] D. Planchenault, *Enquête sur la productivité du bétail camerounais. Rapport final*. CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1992.
- [274] C. Meyer, G. Romier, M. Lesnoff, A. Le Masson, S. Messad, and B. Faye, *Enquête sur*



*l'élevage du bétail de République Centrafricaine*. Montpellier, France: CIRAD-EMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Département Elevage et Médecine Vétérinaire), 1997.

[275] W. A. Hassan, *Biological productivity of sheep and goats under agrosilvo-pastoral systems in the Zamfara Reserve in north-western Nigeria*. Göttingen, Germany: Cuvillier Verlag, 2000.

[276] M. Lesnoff, M. Saley, K. Adamou, and H. N'Djaffa, *Enquête démographique 2006 sur le cheptel domestique au Niger : sites du Fakara, de Gabi et de Zermou. Rapport préliminaire. Projet "Amélioration des conditions de vie des producteurs sahéliens à travers la mise en œuvre d'outils bioéconomiques d'aide à la décision" (PAD)*, ICRISAT-Niamey, DGCD-Belgique. ILRI (International Livestock Research Institute), 2007.

[277] E. Landais, "Contributions à l'étude des interférences entre phénomènes démographiques et propositions pour l'estimation sans biais des paramètres démographiques usuels," in *Méthodes pour la recherche sur les systèmes d'élevage en Afrique intertropicale. Etudes et synthèses no. 20*, Maisons-Alfort, France: CIRAD-IEMVT (Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, Institut d'Elevage et de Médecine Vétérinaire des pays Tropicaux), 1986, pp. 497-517.

[278] R. Baptist, "Computer simulation of monitoring herd productivity under extensive conditions: Sampling error of herd size and offtake rate," *Agricultural Systems*, vol. 24, no. 3, pp. 199-210, 1987.

[279] O. Faugère, A. C. Dockes, C. Perrot, and B. Faugère, "L'élevage traditionnel des petits ruminants au Sénégal. II. Pratiques de conduite et d'exploitation des animaux chez les éleveurs de la région de Louga," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 43, no. 2, pp. 261-273, 1990.

[280] O. Faugère, A. C. Dockes, C. Perrot, and B. Faugère, "L'élevage traditionnel des petits ruminants au Sénégal. I. Pratiques de conduite et d'exploitation des animaux chez les éleveurs de la région de Kolda," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 43, no. 2, pp. 249-259, 1990.

[281] V. Clément et al., "Etude de la variabilité des caractères de reproduction chez les petits ruminants en milieu d'élevage traditionnel au Sénégal," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 50, no. 3, pp. 235-249, 1997.

[282] A. Fall et al., "Etude sur la productivité de moutons Djallonké au Centre de recherches zootechniques de Kolda, au Sénégal. 1 - Paramètres de reproduction et viabilité," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 36, no. 2, pp. 183-190, 1983.

[283] A. B. Pleasants, "Use of a stochastic model of a calving distribution for beef cows for formulating optimal natural mating strategies," *Animal Science*, vol. 64, pp. 413-421, 1997.

[284] F. Blanc, J. Blanc, D. Dozias, and J. Agabriel, "Modélisation de l'efficacité de la reproduction de la vache allaitante. Effet de la date d'introduction du taureau et de l'état d'engraissement au velage sur l'intervalle velage-saillie fécondante," presented at the IXème Rencontres Recherche Ruminants (3R), Paris, France, 2002, pp. 65-68.

[285] C. H. Moulin, O. Faugère, and B. Faugère, "L'élevage traditionnel des petits ruminants au Sénégal. III. Pratiques de conduite et d'exploitation des animaux chez les éleveurs de la communauté rurale de Kaymor (Sine-Saloum, Sénégal)," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 47, no. 2, pp. 223-234, 1994.

[286] H. D. Blackburn and T. C. Cartwright, "Simulated genotype, environment and interaction effects on performance characters of sheep," *Journal of Animal Science*, vol. 65, pp. 387-398, 1987.

[287] H. D. Blackburn and T. C. Cartwright, "Simulated production and biological efficiency of sheep flocks in a shifting environments," *Journal of Animal Science*, vol. 65, pp. 399-408, 1987.

[288] H. D. Blackburn, F. C. Bryant, T. C. Cartwright, and L. C. Fierro, "Corriedale sheep production when supplemented with ryegrass pasture in southern Peru," *Agricultural Systems*, vol. 30, pp. 101-115, 1989.

[289] S. M. Azzam and A. M. Azzam, "A markovian decision model for beef cattle replacement

- that considers spring and fall calving,” *Journal of Animal Science*, vol. 69, pp. 2329-2341, 1991.
- [290] J. G. Skellam, “Seasonal periodicity in theoretical population ecology,” in *Proceedings of the 5th Berkeley Symposium. Vol. IV*, Berkeley, USA, 1967, pp. 179-205.
- [291] J. H. Darwin and R. M. Williams, “The effect of time of hunting on the size of a rabbit population,” *N. Z. J. Sci.*, vol. 7, pp. 341-352, 1964.
- [292] G. C. Smith and R. C. Trout, “Using Leslie Matrices to Determine Wild Rabbit Population Growth and the Potential for Control,” *Journal of Applied Ecology*, vol. 31, no. 2, pp. 223-230, May. 1994.
- [293] S. Sandberg, T. E. Awerbuch, and A. Spielman, “A comprehensive multiple matrix model representing the life cycle of the tick that transmits agent of lyme disease,” *Journal of Theoretical Biology*, vol. 157, no. 2, pp. 203-220, 1992.
- [294] T. E. Awerbuch and S. Sandberg, “Trends and oscillations in tick population dynamics,” *Journal of Theoretical Biology*, vol. 175, no. 4, pp. 511-516, 1995.
- [295] P. Ezanno, *Démographie comparée de deux populations d’ovins en zone tropicale (Sénégal) : sensibilité de la productivité numérique aux variations des paramètres de survie et de fécondité*. Diplôme d’Etudes Approfondies, Biologie de l’Evolution et Ecologie. Université de Montpellier II - Sciences et Techniques du Languedoc. Ecole Nationale Supérieure d’Agriculture de Montpellier, 1999.
- [296] N. Bossu, “Etude de la variabilité environnementale dans la dynamique et la productivité des troupeaux ovins de la communauté de N’Diagne (Sénégal) entre 1985 et 1995,” Diplôme d’Etudes Approfondies,, 2000.
- [297] H. Caswell and M. C. Trevisan, “Sensitivity analysis of periodic matrix models,” *Ecology*, vol. 75, no. 5, pp. 1299-1303, 1994.
- [298] J. R. Magnus and H. Neudecker, *Matrix differential calculus with applications in statistics and econometrics*. Chichester: Wiley, 1995.
- [299] N. Bacaër, “Periodic matrix population models: growth rate, basic reproduction number, and entropy,” *Bulletin of Mathematical Biology*, vol. 71, no. 7, pp. 1781-1792, May. 2009.
- [300] J. G. Robinson and K. H. Redford, Eds., “Sustainable harvest of tropical forest animals,” in *Neotropical wildlife use and conservation*, Chicago: University of Chicago Press, 1991, pp. 415-429.
- [301] J. G. Robinson and K. H. Redford, “Measuring the Sustainability of Hunting in Tropical Forests,” *Oryx*, vol. 28, no. 4, pp. 249-256, 1994.
- [302] J. G. Robinson and R. E. Bodmer, “Towards Wildlife Management in Tropical Forests,” *The Journal of Wildlife Management*, vol. 63, no. 1, pp. 1-13, 1999.
- [303] J. S. Meyer, C. G. Ingersoll, L. L. McDonald, and M. S. Boyce, “Estimating uncertainty in population growth rates: jackknife vs. bootstrap techniques,” *Ecology*, vol. 67, no. 5, pp. 1156-1166, 1986.
- [304] S. Kalisz and M. A. McPeck, “Demography of an age-structured annual: resampled projection matrices, elasticity analyses, and seed bank effects,” *Ecology*, vol. 73, no. 3, pp. 1082-1093, 1992.
- [305] S. Brault and H. Caswell, “Pod-Specific demography of Killer Whales (*Orcinus orca*),” *Ecology*, vol. 74, no. 5, pp. 1444-1454, 1993.
- [306] L. L. Eberhardt, “Using the Lotka-Leslie model for Sea Otters,” *Journal of Wildlife Management*, vol. 59, no. 2, pp. 222-227, 1995.
- [307] D. J. Daley, “Bias in estimating the malthusian parameter for Leslie matrices,” *Theor. Pop. Biol.*, vol. 15, pp. 257-263, 1979.
- [308] F. Houllier and J. D. Lebreton, “A renewal-equation approach to the dynamics of stage-grouped populations,” *Math. Biosci.*, vol. 79, pp. 185-197, 1986.
- [309] F. Houllier, J. D. Lebreton, and D. Pontier, “Sampling properties of the asymptotic behavior of age- or stage-grouped population models,” *Math. Biosci.*, vol. 95, pp. 161-177, 1989.
- [310] B. Efron and R. Tibshirani, *An introduction to the bootstrap*. London, UK: Chapman and Hall, 1993.

- [311] B. F. Manly, *Randomization, bootstrap and Monte Carlo methods in biology*, 2nd ed. Chapman & Hall/CRC, 1997.
- [312] J. F. Pradère and S. Sidibe, *Etude du cheptel bovin malien. Evolution, structure des troupeaux, productivité. Projet d'Appui à l'Agriculture Africaine (P3A) au Mali*. Bamako, Mali: Cellule de suivi-évaluation, Direction Nationale de l'Elevage, 1989.
- [313] M. J. Otte and P. Chilonda, *Cattle and small Ruminant production systems in sub-Saharan Africa - A systematic review*. Rome, Italia: FAO, 2002.
- [314] G. Saporta, *Probabilités analyse des données et statistique*. Paris, France: Editions Technip, 1990.
- [315] C. L. Chiang, *The life table and its application*. Malabar, Florida, USA: Robert E. Krieger Publishing Company, 1984.
- [316] E. T. Lee, *Statistical methods for survival data analysis*, 2nd ed. New York, USA: Wiley, 1992.
- [317] J. D. Kalbfleisch and R. L. Prentice, *The statistical analysis of failure time data*. New York, USA: Wiley, 1980.
- [318] D. Collett, *Modelling survival data in medical research*. New York, USA: Chapman & Hall/CRC, 2003.
- [319] M. Aitkin, D. Anderson, B. Francis, and J. Hinde, *Statistical modelling in GLIM*. Oxford, UK: Clarendon Press, 1989.
- [320] D. Collett, *Modelling binary data*, 2nd ed. New York, USA: Chapman & Hall/CRC, 2003.
- [321] R. L. Prentice and L. A. Gloeckler, "Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data," *Biometrics*, vol. 34, pp. 57-67, 1978.
- [322] D. R. Cox, "Regression model and life-tables," *J. R. S. S., B*, vol. 34, pp. 187-220, 1972.
- [323] T. R. Holford, "The analysis of rates and of survivorship using log-linear models," *Biometrics*, vol. 36, pp. 299-305, 1980.
- [324] N. Laird and D. Olivier, "Covariance analysis of censored survival data using log-linear analysis techniques," *Journal of American Statistical Association*, vol. 76, no. 374, pp. 231-240, 1981.
- [325] C. Vandeschrick, "Le diagramme de Lexis revisité," *Population*, vol. 47, no. 5, pp. 1241-1262, 1992.
- [326] R. Pressat, *L'analyse démographique*. Paris, France: Presses Universitaires de France, 1961.
- [327] R. Pressat, *L'analyse démographique. Concepts, méthodes, résultats*. Paris, France: Presses Universitaires de France, 1983.
- [328] R. L. Prentice and J. D. Kalbfleisch, "The analysis of failure times in the presence of competing risks," *Biometrics*, vol. 34, pp. 541-554, 1978.
- [329] C. L. Chiang, "A stochastic study of the life table and its applications: III. the follow-up study with the consideration of competing risks," *Biometrics*, vol. 17, pp. 57-78, 1961.
- [330] M. Gail, "A review and critique of some models used in competing risk analysis," *Biometrics*, vol. 31, no. 1, pp. 209-222, 1975.
- [331] A. W. Kimball, "Models for the estimation of competing risks from grouped data," *Biometrics*, vol. 25, pp. 329-337, 1969.
- [332] D. R. Anderson and K. P. Burnham, *Population of the Mallard. VI. The effect of exploitation on survival. Ressource Publication 128*. Washington D.C., USA: United States Department of the Interior Fish and Wildlife Service, 1976.
- [333] K. P. Burnham and D. R. Anderson, "Tests of compensatory vs. additive hypotheses of mortality in mallards," *Ecology*, vol. 65, no. 1, pp. 105-112, 1984.
- [334] K. P. Burnham, G. C. White, and D. R. Anderson, "Estimating the effect of hunting on annual survival rates of adult mallards," *Journal of Wildlife Management*, vol. 48, no. 1, pp. 350-361, 1984.
- [335] J.-D. Lebreton, "Dynamical and statistical models for exploited populations," *Australian*

and *New Zealand Journal of Statistics*, vol. 47, no. 1, pp. 49-63, Mar. 2005.

[336] A. Kumaresan, P. P. Prabhakaran, K. M. Bujarbaruah, K. A. Pathak, B. Chhetri, and S. K. Ahmed, "Reproductive performance of crossbred dairy cows reared under traditional low input production system in the eastern Himalayas," *Tropical Animal Health and Production*, vol. 41, no. 1, pp. 71-78, Mar. 2008.

[337] S. Osaer, B. Goossens, S. Kora, and I. Jeffcoate, "Effects of *Trypanosoma congolense* infection and diet on puberty, age at first lambing and haematology changes in Djallonke ewe lambs," *Veterinary Parasitology*, vol. 80, pp. 215-230, 1999.

[338] R. Lancelot, B. Faye, X. Juanès, M. Ndiaye, L. Perochon, and E. Tillard, "La base de données BAOBAB : un outil pour modéliser la production et la santé des petits ruminants dans les systèmes d'élevage traditionnels au Sénégal," *Revue d'Elevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux*, vol. 51, no. 2, pp. 135-146, 1998.

[339] X. Juanès and R. Lancelot, *LASER : Logiciel d'aide au suivi d'élevages de ruminants*. Montpellier, France: CIRAD, 1999.

[340] M. Lesnoff, *Projet ENST. Renforcement des capacités opérationnelles du MRA sur les enquêtes en élevage. Rapport Final. Contrat de services no. 08-01/DP-01/2007/MRA/DGPSE/ENST*. Direction Générale de la Prévision et des Statistiques de l'Elevage (DGPSE) du Ministère des Ressources Animales du Burkina Faso (MRA), Commission Européenne (CE) et CIRAD (Centre de coopération internationale de recherche agronomique pour le développement), 2009.

[341] A. Ba, "Exploitation du cheptel bovin dans la zone cotonnière au Mali-Sud," Thèse de Doctorat, Montpellier SupAgro, 2011.

[342] A. Ba, M. Lesnoff, R. Pocard-Chapuis, C. Corniaux, and C. H. Moulin, "Evaluation du potentiel exploitable du cheptel bovin dans la zone cotonnière du Mali (Poster)," in *16e Journées 3R*, Paris, France, 2009.

[343] F. Bocquier and E. Gonzalez-Garcia, "Sustainability of Ruminant Agriculture in the New Context: Feeding Strategies and Features of Animal Adaptability into the Necessary Holistic Approach," *Animal*, vol. 4, no. 7, pp. 1258-1273, 2010.

[344] P. K. Thornton, J. van de Steeg, A. Notenbaert, and M. Herrero, "The impacts of climate change on livestock and livestock systems in developing countries: A review of what we know and what we need to know," *Agricultural Systems*, vol. 101, no. 3, pp. 113-127, 2009.

[345] K. P. Abassa, H. Conrad, and G. H. Smerage, "Simulated effects of changing strategies on production performance of Gobra zebu cattle," *Agricultural Systems*, vol. 23, no. 4, pp. 277-286, 1987.

[346] R. Mace, "Pastoralist herd composition in unpredictable environments: a comparison of model predictions and data from camel-keeping groups," *Agricultural Systems*, vol. 33, pp. 1-11, 1990.

[347] J. E. O. Rege, A. K. Kahi, M. Okomo-Adhiambo, J. Mwacharo, and O. Hanotte, *Zebu cattle of Kenya: Uses, performances, farmers preferences, measures of genetic diversity and options for improved use. Animal Genetic Resources Research 1*. ILRI (International Livestock Research Institute), 2001.

[348] G. Caja, J. J. Ghirardi, M. Hernandez-Joyer, M. J. Milan, and F. Bocquier, "Use of electronic boluses for the traceability of ruminants: state of the art, implementation and evaluation in sheep and cattle," in *Rencontres Recherches Ruminants*, Paris, France, 8-9 décembre 2006, 2006, pp. 163-166.

[349] P. A. Stephens, F. Frey-roos, W. Arnold, and W. J. Sutherland, "Model complexity and population predictions. The alpine marmot as a case study," *Journal of Animal Ecology*, vol. 71, no. 2, pp. 343-361, Mar. 2002.

[350] J. J. McDermott and Y. Y. Schukken, "A review of methods used to adjust for cluster effects in explanatory epidemiological studies of animal populations," *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 18, pp. 155-173, 1994.

- [351] S. R. Searle, G. Casella, and C. E. McCulloch, *Variance components*. New York, USA: Wiley, 1992.
- [352] P. J. Diggle, K. Y. Liang, and S. L. Zeger, *Analysis of longitudinal data*. Oxford, UK: Oxford Science Publications, 1994.
- [353] C. E. McCulloch, S. R. Searle, and J. M. Neuhaus, *Generalized, Linear, and Mixed Models*, 2nd ed. Wiley-Blackwell (an imprint of John Wiley & Sons Ltd), 2008.
- [354] S. T. Buckland, K. P. Burnham, and N. H. Augustin, "Model selection: an integral part of inference," *Biometrics*, vol. 53, no. 2, pp. 603-618, 1997.
- [355] G. C. White, K. P. Burnham, and D. R. Anderson, "Advanced features of Program Mark," presented at the Wildlife, land, and people: priorities for the 21st century, Bethesda, 2001.
- [356] P. Besbeas, J.-D. Lebreton, and B. J. T. Morgan, "The efficient integration of abundance and demographic data," *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, vol. 52, no. 1, pp. 95-102, Jan. 2003.
- [357] P. Besbeas and S. N. Freeman, "Methods for joint inference from panel survey and demographic data," *Ecology*, vol. 87, no. 5, pp. 1138-1145, May. 2006.
- [358] M. Schaub, O. Gimenez, A. Sierro, and R. Arlettaz, "Use of integrated modeling to enhance estimates of population dynamics obtained from limited data," *Conservation Biology*, vol. 21, no. 4, pp. 945-955, Aug. 2007.
- [359] N. Picard, "Modélisation de la dynamique de forêts naturelles tropicales : quel niveau de description ?," Dossier d'Habilitation à Diriger des Recherches, Université de Montpellier II - Sciences et Techniques du Languedoc, 2007.
- [360] R. M. Anderson and R. M. May, "Population biology of infectious diseases: Part I," *Nature*, vol. 280, pp. 361-367, 1979.
- [361] M. C. M. de Jong, O. Diekmann, and J. A. P. Heesterbeek, "The computation of  $R_0$  for discrete-time epidemic models with dynamic heterogeneity," *Mathematical Biosciences*, vol. 119, pp. 97-114, 1994.
- [362] M. Lesnoff, M. Peyre, P. C. Duarte, and J. C. Mariner, "A simple model for simulating immunity rate dynamics in a tropical free range poultry population after avian influenza vaccination," *Epidemiology and Infection*, vol. 137, no. 10, pp. 1405-1413, 2009.
- [363] M. Tichit, B. Hubert, L. Doyen, and D. Genin, "A viability model to assess the sustainability of mixed herds under climatic uncertainty," *Animal Research*, vol. 53, pp. 405-417, 2004.
- [364] J. Vayssières, M. Vigne, V. Alary, and P. Lecomte, "Integrated participatory modelling of actual farms to support policy making on sustainable intensification," *Agricultural Systems*, vol. 104, no. 2, pp. 146-161, 2011.
- [365] P. K. Thornton and P. J. Gerber, "Climate change and the growth of the livestock sector in developing countries," *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, vol. 15, no. 2, pp. 169-184, Jan. 2010.
- [366] P. K. Thornton, P. G. Jones, G. Alagarswamy, J. Andresen, and M. Herrero, "Adapting to climate change: Agricultural system and household impacts in East Africa," *Agricultural Systems*, vol. 103, no. 2, pp. 73-82, Feb. 2010.
- [367] W. Wint, "Veterinary web-geographic information systems: what's the point and what's involved?," *Veterinary Italiana*, vol. 43, no. 3, pp. 709-721, 2007.
- [368] M. J. Otte and P. Chilonda, "Spatial livestock production modelling," in *Global mapping of agricultural production systems, PPLPI Meeting Report*, T. Robinson and P. Thornton, Eds. Bangkok, Thailand, 4-6 April 2006: FAO, 2006, pp. 58-64.
- [369] J. M. Davis, T. C. Cartwright, and J. O. Sanders, "Alternative beef production systems for Guyana," *Journal of Animal Science*, vol. 43, p. 235, 1976.
- [370] T. C. Cartwright, F. G. Gomez, J. O. Sanders, and T. C. Nelsen, "Simulated milk-beef production systems in Columbia," *Journal of Animal Science*, vol. 45, no. 1, p. 13, 1977.
- [371] ILCA, *Mathematical modelling of livestock production systems: application of the Texas*

*A&M University beef cattle production model in Bostwana*. Addis Ababa, Ethiopia: ILCA (International Livestock Centre for Africa), 1978.

[372] T. C. Nelsen, T. C. Cartwright, and J. O. Sanders, "Simulated production efficiencies from biologically different cattle in different environments," *Journal of Animal Science*, vol. 47 (Suppl. 1), p. 60, 1978.

[373] D. R. Notter, J. O. Sanders, G. E. Dickerson, G. M. Smith, and T. C. Cartwright, "Simulated Efficiency of Beef Production for a Midwestern Cow-Calf-Feedlot Management System. I. Milk Production," *J. Anim Sci.*, vol. 49, no. 1, pp. 70-82, Jul. 1979.

[374] D. R. Notter, J. O. Sanders, G. E. Dickerson, G. M. Smith, and T. C. Cartwright, "Simulated Efficiency of Beef Production for a Midwestern Cow-Calf-Feedlot Management System. II. Mature Body Size," *J. Anim Sci.*, vol. 49, no. 1, pp. 83-91, Jul. 1979.

[375] D. R. Notter, J. O. Sanders, G. E. Dickerson, G. M. Smith, and T. C. Cartwright, "Simulated Efficiency of Beef Production for a Midwestern Cow-Calf-Feedlot Management System. III. Crossbreeding Systems," *J. Anim Sci.*, vol. 49, no. 1, pp. 92-102, Jul. 1979.

[376] H. E. Kahn and C. R. W. Spedding, "A dynamic model for the simulation of cattle herd production systems: Part 1 - General description and the effects of simulation techniques on model results," *Agricultural Systems*, vol. 12, pp. 101-111, 1983.

[377] H. E. Kahn and C. R. W. Spedding, "A dynamic model for the simulation of cattle herd production systems: Part 2 - An investigation of various factors influencing the voluntary intake of dry matter and the use of the model in their validation," *Agricultural Systems*, vol. 13, no. 2, pp. 63-82, 1984.

[378] H. E. Kahn and A. R. Lehrer, "A dynamic model for the simulation of cattle herd production systems: Part 3 - Reproductive performance of beef cows," *Agricultural Systems*, vol. 13, no. 3, pp. 143-159, 1984.

[379] D. A. Griffiths, "Maximum likelihood estimation for the beta-binomial distribution and an application to the household distribution of the total number of cases of disease," *Biometrics*, vol. 29, pp. 637-648, 1973.

[380] D. A. Williams, "The analysis of binary responses from toxicological experiments involving reproduction and teratogenicity," *Biometrics*, vol. 31, pp. 949-952, 1975.

[381] M. J. Crowder, "Beta-binomial anova for proportions," *Applied Statistics*, vol. 27, no. 1, pp. 34-37, 1978.

[382] R. L. Prentice, "Binary regression using an extended beta-binomial distribution, with discussion of correlation induced by covariate measurement errors," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 81, no. 394, pp. 321-327, 1986.

[383] D. A. Williams, "Extra-binomial variation in logistic linear models," *Applied Statistics*, vol. 31, no. 2, pp. 144-148, 1982.

[384] D. F. Moore, "Modelling the extraneous variance in the presence of extra-binomial variation," *Applied Statistics*, vol. 36, no. 1, pp. 8-14, 1987.

[385] J. F. Lawless, "Negative binomial and mixed Poisson regression," *The Canadian Journal of Statistics*, vol. 15, no. 3, pp. 209-225, 1987.

[386] N. E. Breslow, "Extra-Poisson variation in log-linear models," *Applied Statistics*, vol. 33, no. 1, pp. 38-44, 1984.

[387] D. F. Moore and A. Tsatis, "Robust estimation of the variance in moment methods for extra-binomial and extra-poisson variation," *Biometrics*, vol. 47, pp. 383-401, 1991.

[388] J. Faraway, *Extending the linear model with R: generalized linear, mixed effects and nonparametric regression models*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2006.

[389] J. Bouyer, F. Stachurski, I. Kaboré, B. Bauer, and R. Lancelot, "Tsetse control in cattle from pyrethroid footbaths," *Preventive Veterinary Medicine*, vol. 78, no. 3-4, pp. 223-238, Mar. 2007.

[390] J. Bouyer, F. Stachurski, A. S. Gouro, and R. Lancelot, "Control of bovine trypanosomosis by restricted application of insecticides to cattle using footbaths," *Veterinary Parasitology*, vol. 161,

no. 3-4, pp. 187-193, May. 2009.

# 9.

## Annexes

### 9.1. Modèles « feed driven » ILCA et LIVSIM

#### 9.1.1. Origine des modèles

Les modèles « ILCA » ([207], [208]) et « LIVSIM » ([206], [209]) sont deux modèles « feed-driven », c'est-à-dire couplant la croissance animale et la démographie du troupeau, ayant été appliqués à des troupeaux bovins en Afrique.

Ils ont pour origine le modèle présenté en 1979 au sein de la *Texas A&M University* (TAMU) par Sanders & Cartwrigth ([210], [211]), pour des ranchs bovins du Texas et du Middle-west américain. Basé sur la synthèse d'une série de travaux zootechniques ([369], [370], [371], [372], [373-375]), le modèle TAMU proposait une logique différente des modèles antérieurs estimant les besoins nutritionnels des troupeaux en fonction des objectifs de production. L'objectif était de prédire les performances du troupeau (démographie, viande, lait) en fonction des ressources alimentaires disponibles et du potentiel génétique des animaux.

En Afrique, le modèle TAMU a été appliqué en 1978 sur un ranch au Botswana (ILCA1978), en 1981 par Sullivan *et al.* ([215]) sur des troupeaux villageois en Tanzanie, puis en 1987 par Abassa *et al.* [345] sur des zébus en station Sénégal. Originellement, le modèle TAMU est un modèle à compartiments, programmé par un ensemble de routines FORTRAN.

La maintenance et l'évolution de ces routines étaient rendues difficiles par l'effectif élevé de compartiments et de trajectoires possibles des animaux dans ces compartiments. Certains



modélisateurs se sont ainsi orientés vers la programmation de modèles individus-centrés (MIC). Kahn *et al.* en 1983-84 ([376-378]) ont par exemple transformé le modèle TAMU en MIC, en l'adaptant légèrement d'après des données collectées au Botswana, en Israël et au Royaume-Uni. Parallèlement et dans le cadre de l'ILCA, Konandreas & Anderson en 1982 ([207], [208]) ont développé un MIC pour la gestion de troupeaux au Botswana, en simplifiant certaines équations du modèle TAMU. Beaucoup plus récemment, Rufino *et al.* ([206], [209]) ont reprogrammé le modèle ILCA (avec quelques adaptations) pour l'étude de troupeaux laitiers au Kenya (modèle LIVSIM ; projet européen AfricaNuances [www.africanuances.nl](http://www.africanuances.nl)).

Les modèles « feed-driven » ne se sont pas limités aux bovins. Un modèle TAMU a été proposé pour des troupeaux ovins du Kenya et du Pérou ([212], [286-288]). Des MIC ont été proposés pour des troupeaux ovins en Australie ([229]) et pour des troupeaux caprins au Nigeria ([205]).

### 9.1.2. Principe général des modèles

Les modèles « feed-driven » ont tous le même principe général, mais la modélisation des divers processus biologiques représentés peut varier. Le pas de temps utilisé est en général assez court, pour pouvoir représenter finement les processus (p. ex. jours, semaine ou mois). La ressource alimentaire disponible pour le troupeau dans chaque intervalle de temps, issue des pâturages ou de complémentation, est une donnée d'entrée.

Les modèles sont composés de plusieurs sous-modèles interdépendants. Dans un intervalle de temps donné, un sous-modèle d'ingestion estime les quantités d'aliments ingérés par chaque animal en fonction de la ressource disponible. Ces quantités sont transformées en énergie utilisable par l'animal, répartie vers différentes fonctions physiologiques (entretien, croissance, gestation, lactation) selon un ensemble de règles de priorités. En fonction du bilan énergétique (c.-à-d. disponible moins besoins) et d'autres facteurs (génétique, maladies, etc.), un sous-modèle prédit la variation pondérale de l'animal et, pour les femelles en lactation, sa production laitière. Enfin, un sous-modèle représente les modes de conduite d'élevage : complémentations, réformes, etc. Un exemple de séquence de processus est présenté en Figure 70.

Pour la démographie, le point central est que l'état nutritionnel de l'animal, prédit par le sous-modèle de croissance, influe sur les performances démographiques de l'animal. Je décris ci-dessous comment les modèles ILCA et LIVSIM représentent cet effet sur la reproduction et la mortalité.

#### 9.1.1. Modélisation de l'effet de la croissance pondérale sur la reproduction et la mortalité

Les modèles ILCA et LIVSIM utilisent tous les deux un pas de temps mensuel. Avant la projection démographique, une « enveloppe théorique de croissance pondérale » est définie dans le modèle par trois courbes : minimale, moyenne et maximale (c'est une donnée d'entrée). Cette enveloppe représente le potentiel de croissance pour la race considérée et le système d'élevage étudié. Elle supposée identique pour tous les animaux et constante durant toute la projection. Dans le modèle ILCA (Figure 71), une courbe moyenne doit tout d'abord être définie :  $\bar{w}_t$ , où  $t$  représente simultanément le temps et l'âge de l'animal. Puis les courbes minimale et maximale ( $w_{min,t}$  et  $w_{max,t}$ ) sont calculées en supposant une enveloppe de confiance à 95% basée sur une distribution normale de moyenne  $\bar{w}_t$  et d'écart type  $\sigma_t$  supposée variable avec l'âge des animaux :

$$w_{min,t} = \bar{w}_t - 1.96 \sigma_t$$

$$w_{max,t} = \bar{w}_t + 1.96 \sigma_t$$

Dans l'application LIVSIM au Kenya, Rufino *et al.* ont estimé directement les trois courbes à partir de données pondérales disponibles (Figure 72).

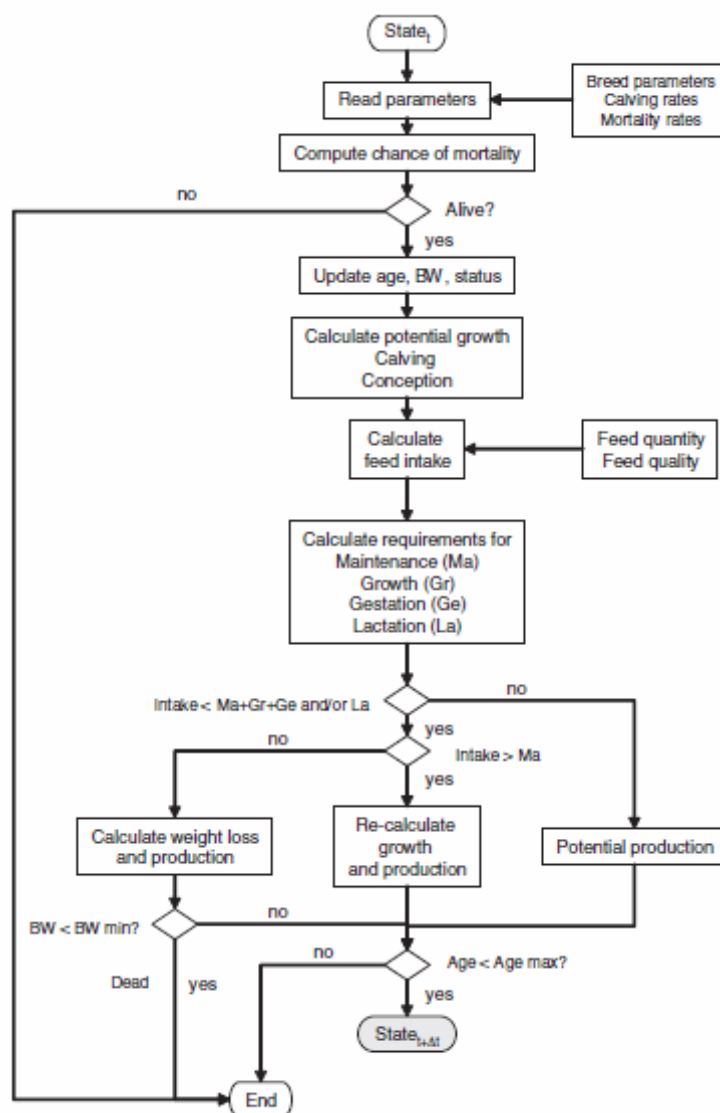


Figure 70 : L'un de schéma de simulation du modèle individu-centré LIVSIM. Source : [209].

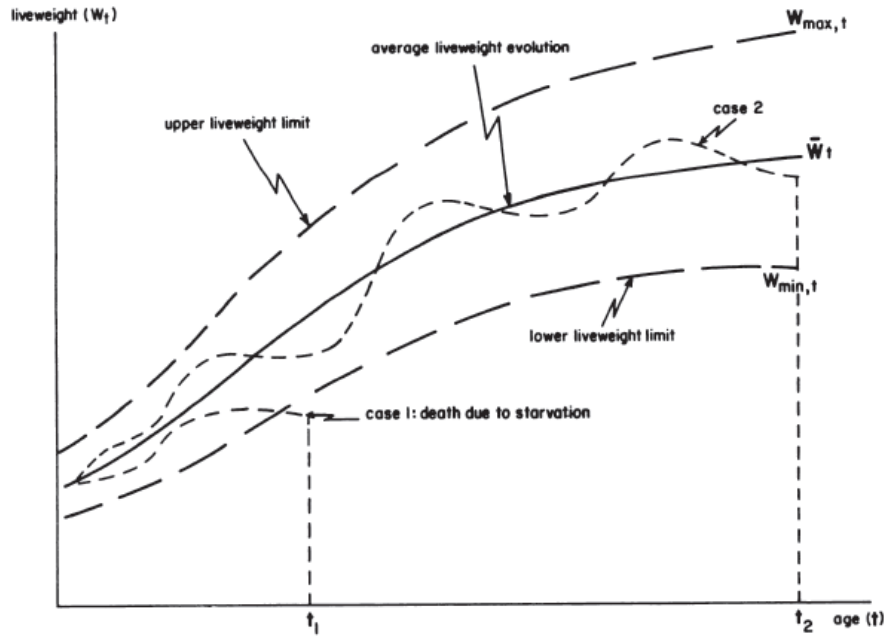


Figure 71 : Enveloppe théorique de croissance pondérale d'un animal ( $w_{min,t}$ ,  $\bar{w}_t$  et  $w_{max,t}$ ) dans le modèle ILCA. Les deux courbes fluctuantes en pointillés (case 1 et case 2) représentent des trajectoires individuelles d'animaux prédites par le modèle. Source : [207].

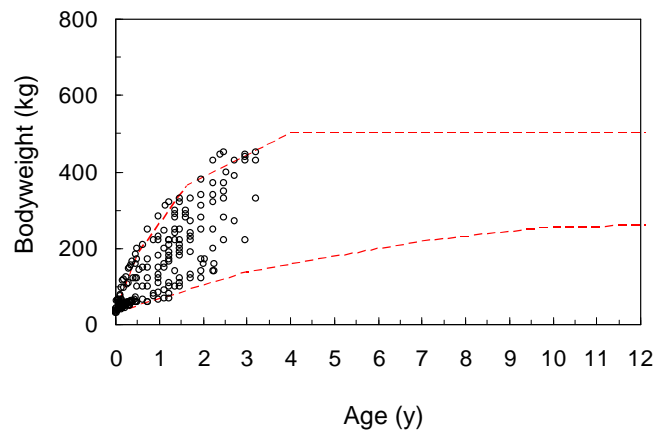


Figure 72 : Enveloppe théorique de croissance pondérale (min, max en pointillés rouges) d'un animal estimée dans l'application LIVSIM au Kenya sur des troupeaux bovins laitiers (métis Holstein  $\times$  zébus). Les points correspondent aux données expérimentales disponibles. Source : [206].

Ensuite, le modèle simule chaque mois l'évolution des courbes de croissances individuelles, en fonction de tous les facteurs de variations considérés. A chaque mois  $t$ , la « localisation » de l'animal dans l'enveloppe théorique de croissance influe sur sa mortalité et, pour le cas des femelles, sa reproduction dans l'intervalle  $(t, t+1)$ . Cette localisation est synthétisée par un indicateur de condition nutritionnelle ( $c$ ) variant de 0 à 1 et défini par :

$$c_t = (w_t - w_{min,t}) / (w_{max,t} - w_{min,t})$$

Les animaux qui sortent de l'enveloppe de croissance (dans le modèle ILCA ; p. ex. « case 1 » dans la Figure 71) ou dont le poids devient inférieur à une certaine limite (dans LIVSIM) meurent. A cette mortalité d'origine nutritionnelle s'ajoute une mortalité « basale » liée aux autres facteurs de risque (maladies, accidents, etc.).

La reproduction est simulée de la manière suivante. Une aire de maturité sexuelle (Figure 73) est définie au sein de l'enveloppe théorique : seules les femelles situées dans cette aire peuvent être fécondées. La géométrie des bordures d'entrée de cette aire, représentée par les deux segments rouges dans la Figure 73, influe sur la distribution des âges à la première fécondation.

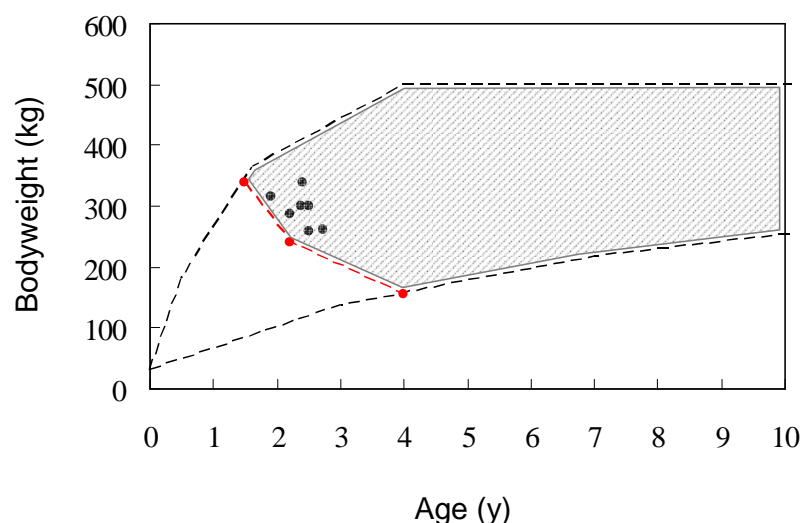


Figure 73 : Exemple d'aire de maturité sexuelle (aire en grisé) définie dans les modèles ILCA et LIVSIM. Les femelles dont le poids est situé en dessous des segments rouges sont considérées comme immatures et ne peuvent être fécondées. Les points noirs correspondent à des exemples d'occurrences de 1<sup>ère</sup> fécondations simulées par le modèle. Source : [206].

Au sein de l'aire de maturité, toute femelle fécondable (c.-à-d. non stérile, vide et cyclique) est soumise à une probabilité mensuelle de fécondation  $\pi_{fec}$ . Dans le modèle ILCA,  $\pi_{fec}$  est le produit d'une probabilité mensuelle moyenne de fécondation  $p_{fec}$ , estimée d'après un taux annuel moyen de mise bas posé comme hypothèse, et de deux facteurs de correction empiriques  $m_a$  et  $m_c$  dépendant respectivement de l'âge et de la condition  $c$  de la femelle au temps  $t$  (Tableau 28 et Figure 74) :

$$\pi_{fec,t} = p_{fec} \times m_{a,t} \times m_{c,t}.$$

Dans LIVSIM, Rufino et al. ([209]) ont remplacé le facteur  $m_c$  par une relation empirique entre le taux annuel moyen de mise bas et la variation relative mensuelle du poids de la femelle (Figure 16).

Une probabilité mensuelle d'avortement peut également être appliquée aux femelles en gestation. A la naissance, chaque animal reçoit un statut de condition nutritionnelle, selon une distribution de probabilité donnée, pouvant influencer sur leur devenir : par exemple réforme préférentielle des animaux ayant un mauvais statut. Les femelles reçoivent également un statut conditionnant leur fertilité ou leur infertilité.

Tableau 28 : Facteur empirique de correction  $m_a$  de la probabilité de fécondation en fonction de l'âge des femelles utilisé dans les modèles ILCA et LIVSIM. Source : [206].

Age (année)	$m_a$
1.5 à <3.5	0.75
>3.5 à 12	1
>12	0.625

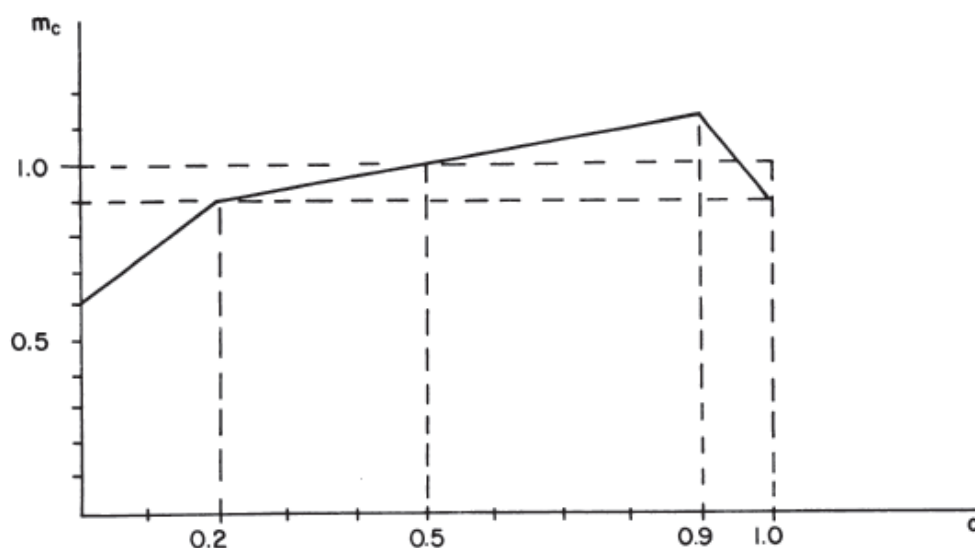


Figure 74 : Facteur de multiplication  $m_c$  de la probabilité de fécondation en fonction de la condition nutritionnelle des femelles utilisé dans le modèle ILCA. Source : [207].

## 9.2. Une synthèse des formules de passage entre âges exacts et âges révolus pour les taux démographiques des MM

Lorsque la reproduction est supposée synchronisée en début ou en fin d'intervalle de temps (« birth-pulse reproduction »), les taux démographiques utilisés dans les modèles matriciels représentent des transitions entre âges exacts. Lorsque la reproduction est étalée (« birth-flow reproduction »), les taux utilisés dans les modèles doivent représenter des transitions entre âges révolus.

Dans certains cas, seuls les taux en âge exacts sont disponibles. Il faut alors estimer les taux en âges révolus à partir des taux en âges exacts. La présente annexe fait une synthèse compréhensive des formules pouvant être utilisées pour ces estimations. La plupart de ces formules peuvent être trouvées dans la littérature, mais elles sont souvent données sans explications. La constitution du présent mémoire m'a amené à me replonger dans ces formules et j'ai trouvé utile d'en faire la synthèse ici. Cette synthèse fera l'objet d'un document technique dans le cadre des études sur les biais d'agrégation dans les modèles matriciels, que je compléterai par une analyse numérique comparant les approximations et leurs effets dans les modèles.

Dans la synthèse ci-dessous, je suppose pour simplifier que les animaux sont soumis à un risque de disparition « global » dont je ne distingue pas les origines (mortalité, exploitation, etc.).

J'explicité les formules d'estimation pour le taux de survie et le taux de mise bas. Pour le taux de survie, je décris trois approches reportées par Caswell ([15] p. 23-25). Pour le taux de mise bas, je décris l'approche reportée par Caswell ([15] p. 24-25) puis je propose une seconde approche.

### 9.2.1. Cas des taux de survie

#### Notations et problème

On note  $l$  la « fonction de survie » des animaux, avec  $l(a)$  la probabilité de survie de la naissance jusqu'à l'âge exact  $a$ . Par convention,  $l(a) = 1$  pour tout  $a \leq 0$ . On note  $h(a)$  le taux de disparition instantané des animaux à l'âge exact  $a$  défini tel que :

$$l(a) = \exp\left(-\int_0^a h(u)du\right)$$

La probabilité de survie jusqu'à l'âge exact  $i+1$  (avec  $i = 0, 1, 2, \dots$ ) pour un animal ayant survécu jusqu'à l'âge exact  $i$  est :

$$s_i = l(i+1) / l(i)$$

La probabilité de survie jusqu'à l'âge exact  $i$  peut ainsi être exprimée par :

$$l(i) = s_0 s_1 \dots s_{i-1}$$

Dans la suite, on suppose que  $h(a)$  est constant dans chaque classe d'âge. Entre les âges exacts  $i$  et  $i+1$  :

$$h(a) = h_i$$

et, par intégration de  $h(a)$  entre  $i$  et  $i+1$ , la probabilité de survie devient alors :

$$s_i = \exp(-h_i)$$

Les probabilités  $s_i$  représentent des survies entre âges exacts. La question posée est d'estimer les probabilités de survie entre âges révolus ( $s_{[i]}$ ) à partir des  $s_i$  (Figure 75).

Toutes les approches décrites ci-dessous pour ces estimations utilisent une approximation que j'appelle « approximation moyenne de l'intégrale ». Considérons une fonction  $f$  quelconque. L'approximation consiste à remplacer l'intégrale de  $f$  entre deux valeurs  $x$  et  $x+1$  par la moyenne arithmétique de  $f$  pour ces deux valeurs :

$$\int_x^{x+1} f(u)du \approx \frac{f(x) + f(x+1)}{2}$$

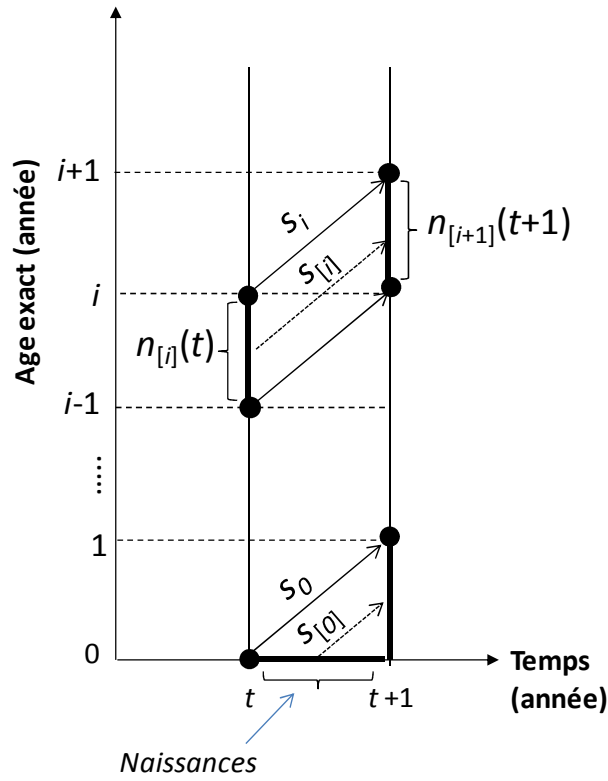


Figure 75 : Probabilités de survies entre âges exacts ( $s_i$ ) et entre âges révolus ( $s_{[i]}$ ). L'effectif  $n_{[i]}(t)$  est l'effectif de femelles d'âge révolu  $i-1$  présentes au temps  $t$ .

### Approche 1

La probabilité de survie  $s_{[i]}$  entre les âges révolus  $i-1$  et  $i$  est définie par (en enlevant ci-dessous la notation du temps  $t$  car inutile ici) :

$$s_{[i]} = n_{[i+1]} / n_{[i]}$$

où  $n_{[i]}$  est l'effectif d'animaux d'âge révolu  $i-1$ . L'approche approxime  $n_{[i]}$  par l'effectif moyen d'animaux entre les âges exacts  $i-1$  et  $i$ , c'est-à-dire par (d'après l'approximation moyenne de l'intégrale) :

$$n_{[i]} = n_0 \int_{i-1}^i l(a) da$$

De même,  $n_{[i+1]}$  est approximé par :

$$n_{[i+1]} = n_0 \int_i^{i+1} l(a) da$$

Ceci donne l'expression de  $s_{[i]}$  suivante (cf. Eq. 2.24 dans [15]) :

$$s_{[i]} = \frac{l(i) + l(i+1)}{l(i-1) + l(i)}$$

D'après la définition de  $l$ , on obtient :

$$s_{[i]} = \frac{(s_0 \dots s_{i-1}) + (s_0 \dots s_i)}{(s_0 \dots s_{i-2}) + (s_0 \dots s_{i-1})}$$

ou encore :

$$s_{[i]} = \frac{s_{i-1}(1 + s_i)}{(1 + s_{i-1})}$$

Pour la classe 0 (cf. Eq. 2.35 dans [15]) :

$$s_{[0]} = \frac{l(0) + l(1)}{l(-1) + l(0)} = \frac{1 + l(1)}{2} = \frac{1 + s_0}{2}$$

## Approche 2

Le taux  $h_{[i]}$  est approximé par la moyenne arithmétique de  $h_{i-1}$  et  $h_i$  :

$$h_{[i]} = \frac{h_{i-1} + h_i}{2}$$

Puisque  $s_{[i]} = \exp(-h_{[i]})$ , on obtient :

$$s_{[i]} = \exp\left(-\frac{h_{i-1} + h_i}{2}\right) = \left[\exp\left(-\frac{h_{i-1}}{2}\right)\exp\left(-\frac{h_i}{2}\right)\right]^{1/2} = [s_{i-1}s_i]^{1/2}$$

La probabilité  $s_{[i]}$  est donc ici la moyenne géométrique de  $s_{i-1}$  et  $s_i$ . Ceci est équivalent à (cf. Eq. 2.25 et 2.26 dans [15]) :

$$s_{[i]} = \left[\frac{l(i)}{l(i-1)} \frac{l(i+1)}{l(i)}\right]^{1/2} = \left[\frac{l(i+1)}{l(i-1)}\right]^{1/2}$$

Pour la classe 0 :

$$s_{[0]} = \exp(-h_{[0]}) \quad \text{avec} \quad h_{[0]} = h_0 / 2$$

donc :

$$s_{[0]} = (s_0)^{1/2}$$

ou (cf. Eq. 2.37 dans [15]) :

$$s_{[0]} = l(1)^{1/2}$$

## Approche 3

La probabilité de survie durant une année d'un animal d'âge exact  $a$  quelconque est :



$$l(a+1) / l(a)$$

L'approche estime  $s_{[i]}$  par la moyenne de cette probabilité entre les âges exacts  $i-1$  et  $i$  (cf. Eq. 2.27 dans [15]) :

$$s_{[i]} = \int_{i-1}^i \frac{l(a+1)}{l(a)} da$$

D'après l'approximation moyenne de l'intégrale, on obtient (cf. Eq. 2.28 dans [15] p. 24) :

$$s_{[i]} = \frac{1}{2} \left[ \frac{l(i)}{l(i-1)} + \frac{l(i+1)}{l(i)} \right]$$

ou encore :

$$s_{[i]} = \frac{s_{i-1} + s_i}{2}$$

La probabilité  $s_{[i]}$  est donc ici la moyenne arithmétique de  $s_{i-1}$  et  $s_i$ .

Pour la classe 0 (comme dans l'Approche 1) :

$$s_{[0]} = \frac{1 + s_0}{2}$$

### 9.2.2. Taux de mise bas

Il s'agit ici d'estimer les taux de mise bas  $h_{[i]}$  entre les âges révolus  $i-1$  et  $i$ . J'utilise les mêmes notations d'indices que dans la Figure 75. Le taux  $h_{[i]}$  est défini de la manière suivante :  $h_{[i]}(t)$  est l'effectif de mises bas survenues dans l'intervalle  $(t, t+1)$  et issues des femelles d'âge révolu  $i$  au temps  $t$ . La difficulté est que l'effectif des femelles varie avec  $t$  en raison des disparitions :

$$n_{[i+1]}(t+1) < n_{[i]}(t)$$

L'estimation du taux  $h_{[i]}$  doit tenir compte de ces disparitions en cours d'intervalle.

#### Approche reportée par Caswell ([15])

Notons  $M(t, t+1)$  l'effectif total de mises bas dans l'intervalle de temps  $(t$  et  $t+1)$ . Au temps  $t$ , les femelles d'âge exact  $a$  se reproduisent à un taux instantané  $h(a)$   $n(a, t)$ . L'effectif  $M(t, t+1)$  peut être obtenu par l'intégration de ce taux sur le temps et l'âge :

$$\begin{aligned} M(t, t+1) &= \int_0^\infty \int_t^{t+1} h(a)n(a, z) da dz \\ &= \int_0^\infty h(a) \left( \int_t^{t+1} n(a, z) dz \right) da \end{aligned}$$

D'après l'approximation moyenne de l'intégrale, on obtient pour un âge exact  $a$  :

$$\int_t^{t+1} n(a, z) dz = \frac{n(a, t) + n(a, t + 1)}{2}$$

d'où :

$$M(t, t + 1) = \int_0^\infty h(a) \frac{n(a, t) + n(a, t + 1)}{2} da$$

Entre les âges exacts  $i-1$  et  $i$ , le taux  $h(a)$  est constant :

$$h(a) = h_{i-1}$$

et  $n(a, t)$  peut être approximé par sa moyenne  $n_{[i]}(t)$ . On obtient alors (cf. Eq. 2.32 dans [15]) :

$$M(t, t + 1) = \sum_1^\infty h_{i-1} \frac{n_{[i]}(t) + n_{[i]}(t + 1)}{2}$$

En remplaçant  $n_{[i]}(t+1)$  par :

$$n_{[i]}(t+1) = s_{[i-1]} n_{[i-1]}(t)$$

dans la somme précédente, en réarrangeant les termes et en négligeant le terme «  $h_0 s_{[0]} n_{[0]}(t)$  », l'effectif devient (cf. Eq. 2.33 dans [15]) :

$$M(t, t + 1) = \sum_1^\infty \frac{h_{i-1} + h_i s_{[i]}}{2} n_{[i]}(t)$$

Le taux  $h_{[i]}$  est donc finalement estimé par :

$$h_{[i]} = \frac{h_{i-1} + h_i s_{[i]}}{2}$$

### Approche que je propose

L'approche estime tout d'abord un taux moyen en supposant qu'il n'y a pas de disparition de femelles. Ce taux est estimé par la moyenne arithmétique de  $h_{i-1}$  et  $h_i$  (comme dans l'Approche 2 pour le taux de survie) :

$$h_{[i]} = \frac{h_{i-1} + h_i}{2}$$

Ce taux instantané est voué à s'appliquer à toutes les unités « femelles-temps » de la cellule démographique  $[i]$  (Figure 75). En présence de disparitions, il suffit donc pour corriger  $h_{[i]}$  d'estimer le temps moyen que passe une femelle dans la cellule  $[i]$ . L'approche suppose que les disparitions surviennent en moyenne en milieu de cellule. Le temps passé en moyenne par une femelle dans la cellule est alors :

$$s_{[i]} + 0.5 (1 - s_{[i]}) = 0.5 (1 + s_{[i]})$$

Le taux de mise bas corrigé est donc :

$$h_{[i]} = \frac{(1 + s_{[i]})(h_{i-1} + h_i)}{2}$$

### 9.3. Packages R

#### 9.3.1. Package aod

*Auteurs : Matthieu Lesnoff, Renaud Lancelot*

Le package aod (« Analysis of overdispersed data ») propose des fonctions pour analyser des données de comptages (binomiales ou de Poisson) échantillonnées par « grappes » d'individus et pour tenir compte d'éventuelles corrélations intra-grappes. Parmi les nombreuses extensions du modèle binomial ou de Poisson proposées dans la littérature pour ce type de données, certaines méthodes très élaborées (GLMM, GEE, etc.) ont fait l'objet de développement de packages sous R. D'autres, plus simples, n'étaient pas disponibles et nous en avons retenu quelques-unes (Tableau 29) que nous avons programmées.

Par exemple, pour l'analyse des proportions, nous avons programmé le modèle beta-binomial ([379-382]). Supposons qu'un troupeau soit décrit par les données  $(n, y)$  où  $n$  est l'effectif d'animaux du troupeau et  $y$  l'effectif d'événements (p. ex. morts) observés. Le modèle statistique est :

$$y | \lambda \sim \text{Binomial}(n, \lambda)$$

$$g(E[\lambda]) = X\beta$$

où  $\lambda$  suit une distribution  $\text{Beta}(a_1, a_2)$ . La variation aléatoire de  $\lambda$  entre troupeaux crée une corrélation intra-troupeau et augmente la variance marginale de  $y$  (par rapport à la variance binomiale usuelle). Cette variance est :

$$\text{Var}[y] = n p (1 - p) [1 + (n - 1) \phi]$$

(avec  $\phi > 0$ ), au lieu de  $n p (1 - p)$  dans le modèle supposant l'indépendance. Les paramètres  $p$  et  $\phi = 1 / (a_1 + a_2 + 1)$  sont estimés en maximisant la fonction de vraisemblance du modèle. Nous avons aussi programmé le « modèle de Williams » ([383], [384]), dans lequel le paramètre  $\phi$  est estimé en maximisant une fonction de quasi-vraisemblance. La même démarche a été suivie pour les données de Poisson, avec la programmation du modèle binomial-négatif ([385]) (maximisation de la fonction de vraisemblance) et du « modèle de Breslow » ([386], [387]) (maximisation d'une fonction de quasi-vraisemblance).

Le package aod est mis à disposition sur le site officiel R CRAN (<http://cran.at-r-project.org>). Il a notamment été cité dans l'ouvrage de Faraway ([388] p. 45), et nous recevons régulièrement des messages de la liste de discussion R montrant que le package est encore utilisé aujourd'hui. Nous l'avons utilisé dans quelques articles (p. ex. [ACL15] et [389], [390]) et d'autres études non publiées.

Tableau 29 : Descriptif du package R aod. Source : <http://cran.r-project.org>.

<b>aod-pkg {aod}</b>	<b>R Documentation</b>
<b>Analysis of Overdispersed Data</b>	
<b>Description</b>	
This package provides a set of functions to analyse overdispersed counts or proportions. Most of the methods are already available elsewhere but are scattered in different packages. The proposed functions should be considered as complements to more sophisticated methods such as generalized estimating equations (GEE) or generalized linear mixed effect models (GLMM).	
<b>Details</b>	
Package:	aod
Version:	1.1-31
Date:	2009-05-06
Depends:	R (>= 2.0.0), methods, stats
Suggests:	MAfrique subsaharienne, nlme, boot
License:	GPL version 2 or newer
URL:	<a href="http://cran.r-project.org/package=aod">http://cran.r-project.org/package=aod</a>
<b>Index :</b>	
betabin	Beta-Binomial Model for Proportions
donner	Test of Proportion Homogeneity using Donner's Adjustment
icc	Intra-Cluster Correlation
negbin	Negative-Binomial Model for Counts
quasibin	Quasi-Likelihood Model for Proportions
quasipois	Quasi-Likelihood Model for Counts
raoscott	Test of Proportion Homogeneity using Rao and Scott's Adjustment
varbin	Mean, Variance and Confidence Interval of a Proportion
<b>Author(s)</b>	
Matthieu Lesnoff <matthieu.lesnoff@cirad.fr> and Renaud Lancelot <renaud.lancelot@cirad.fr>	

### 9.3.2. tdisplay

*Auteurs : Matthieu Lesnoff, Samir Messad, Renaud Lancelot*

Le package tdisplay (« Tool box for data importation and display ») facilite l'importation des données sous R (à partir de données Excel, Access et Dbf), ainsi que la mise à plat de ces données : statistiques descriptives, tableaux croisés, etc. Cet outil est l'un des produits de nos diverses expériences de formations et d'appuis réalisés au CIRAD sur le logiciel R depuis les années 2000. Nous l'utilisons pour toutes nos formations. Le package est mis à disposition sur le forum GuR décrit plus loin.

Tableau 30 : Descriptif du package R *tdisplay*. Source : <http://cran.r-project.org>.

<b>tdisplay-package {tdisplay}</b>	<b>R Documentation</b>
<b>Tool Box for Data Importation and Display.</b>	
<b>Description</b>	
The package <i>tdisplay</i> is a set of utilities for importing datasets from external files and for displaying the contents of data frames.	
<b>Index:</b>	
<code>display-package</code>	Tool Box for Data Importation and Display
<code>import</code>	Import Data From External Data Bases (Access, Excel or Dbf formats) using package RODBC
<code>display</code>	Contents of Variables of a Data frame
<code>aggstat</code>	Complement to Aggregate
<code>univar</code>	Descriptive Statistics for a Continuous variable
<code>quant</code>	Quantiles for a Continuous variable
<code>ctab</code>	Cross Tabulation (table outputs)
<code>ctab2</code>	Cross Tabulation (data frame outputs)
<code>splitbin</code>	Splits Binomial Data into Bernoulli Data (used in functions <code>ctab</code> and <code>ctab2</code> )
<b>Technical details:</b>	
Package:	<code>tdisplay</code>
Version:	0.4-4
Date:	2009-12-11
Depends:	R ( $\geq$ 2.10.0), <code>tcltk</code> , RODBC
License:	GPL version 2 or newer
URL:	<a href="http://forums.cirad.fr/logiciel-R/">http://forums.cirad.fr/logiciel-R/</a>
<b>Author(s)</b>	
Matthieu Lesnoff < <a href="mailto:matthieu.lesnoff@cirad.fr">matthieu.lesnoff@cirad.fr</a> >, Samir Messad < <a href="mailto:samir.messad@cirad.fr">samir.messad@cirad.fr</a> > and Renaud Lancelot < <a href="mailto:renaud.lancelot@cirad.fr">renaud.lancelot@cirad.fr</a> >	

#### 9.4. 12MO : Questionnaires d'enquête et interface de saisie

L'outil 12MO ([OV2], <http://livtools.cirad.fr>) permet d'estimer les paramètres démographiques d'un cheptel avec la méthode rétrospective des douze derniers mois. L'outil est composé d'un protocole de terrain, d'un système de questionnaires d'enquête, d'une base de données avec interface de saisie, et d'un package R pour l'analyse des données (t12mo). Le système de questionnaires est constitué de deux fiches qui doivent être remplies pour chaque troupeau enquêté (Figure 76 et Figure 77) :

- Q1 : Inventaire et description des animaux présents, et reproduction des femelles lors des douze derniers mois ;
- Q2 : Entrées et sorties lors des douze derniers mois.

L'interface de saisie des informations Q1 et Q2 est présentée en Figure 78.

[illegible]

Figure 76 : Questionnaire Q1 de 12MO. Source : [OV2].



[illegible]

### About ...

### Questionnaire Farm \* Species

IDFARM

## SPECIES

Q1

Q2

### Animal census and reproduction

[illegible]

Select a questionnaire:

T\_Head

T\_Q1

T\_Q2\_1

T\_Q2\_2

Exit MS  
Access

Figure 78 : Interface de saisie 12MO. Source : [OV2].



## 9.5. Sites Web

### 9.5.1. Livtools

Avec plusieurs collègues de mon unité de recherche (Samir Messad, Xavier Juanès et Christian Sahut) et l'appui du service informatique du CIRAD, nous avons mis en place en 2009 le site Web « livtools » (<http://ivtools.cirad.fr>) (Figure 79). L'objectif de ce site est de mettre à disposition nos outils sur l'analyse et la modélisation des performances des troupeaux dans les systèmes d'élevage tropicaux. Les pages du site renvoient à un serveur « ftp » sur lequel sont stockés les matériels téléchargeables librement (logiciels, documents, données, etc.).

Le site a été développé avec le logiciel EasyPublish qui permet à tout chercheur de créer et de modifier ses pages à distance. De nouvelles versions des outils sont régulièrement mises à disposition. De nouveaux outils et pages du site seront proposés à la faveur des futures activités de recherche.

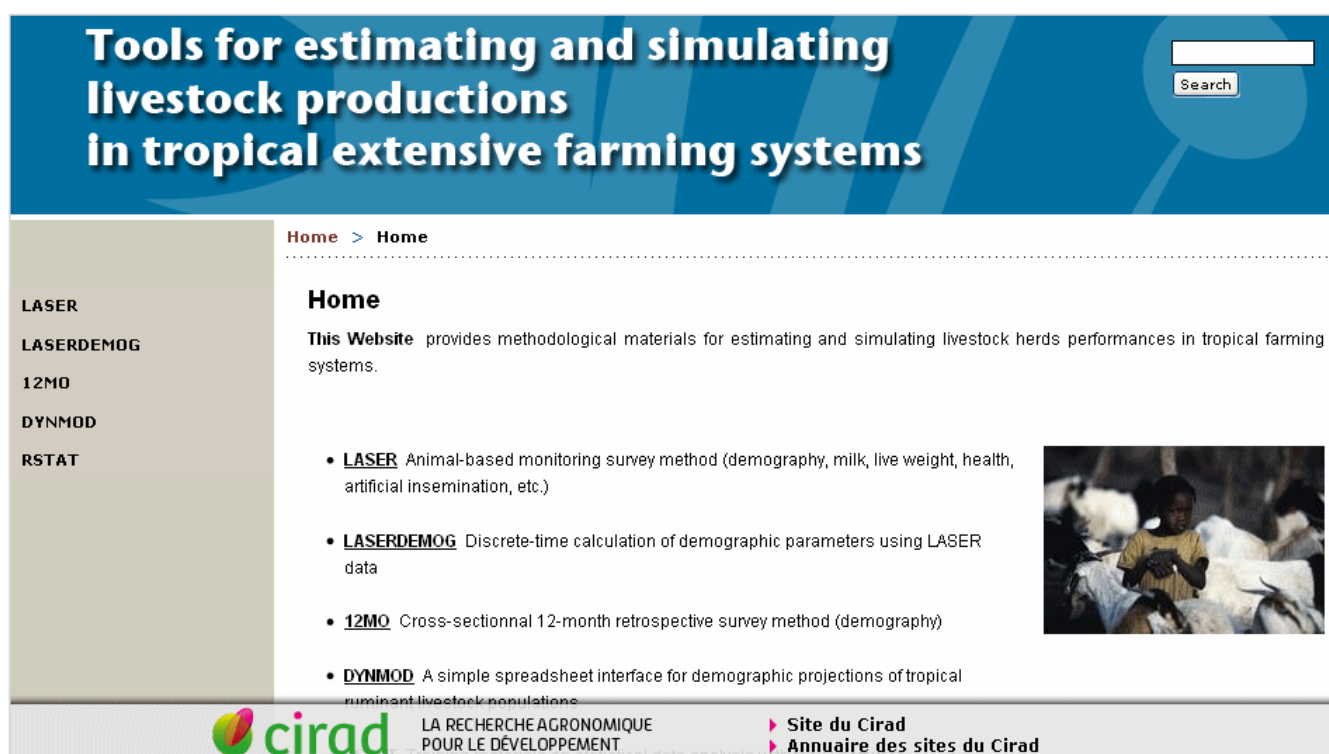


Figure 79 : Extrait de la page d'accueil du site Web livtools <http://livtools.cirad.fr>.

### 9.5.2. Forum GuR

Le forum « GuR » (<http://forums.cirad.fr/logiciel-R>) (Figure 80) a été mis en place en 2005 par un ensemble d'agents du CIRAD, toujours avec l'appui du service informatique. Les modérateurs du forum sont François Bonnot, Renaud Lancelot, Samir Messad et moi-même. GuR est un forum de discussion francophone autour du logiciel statistique gratuit R. Ce forum avait pour l'objectif initial d'être une plateforme d'échanges entre agents CIRAD. Nous avons ensuite ouvert ce forum en externe, après une année de fonctionnement interne et de rodage, en pensant qu'il pourrait être utile à un plus grand nombre d'utilisateurs, notamment aux utilisateurs des pays

francophones du sud. Depuis cette ouverture, le forum est toujours très actif. Il contient plus de 1 700 membres inscrits (1748 le 05/08/2011), avec plus de 3 600 sujets traités pour l'instant.



**Groupe des utilisateurs du logiciel R**  
Un forum francophone d'échange autour du logiciel de calcul statistique R dans le domaine de la recherche agronomique tropicale

[FAQ](#)
[Rechercher](#)
[Liste des Membres](#)
[Groupes d'utilisateurs](#)
[S'enregistrer](#)  
[Profil](#)
[Se connecter pour vérifier ses messages privés](#)
[Connexion](#)

La date/heure actuelle est Mer Avr 13, 2011 5:27 pm

[Voir les messages sans réponses](#)

Forum	Sujets	Messages	Derniers Messages
<b>Annonces</b>			
 <b>Annonces</b> Toutes les annonces relatives au Groupe des Utilisateurs du logiciel R Modérateur <a href="#">Groupe des modérateurs</a>	11	11	Jeu Déc 02, 2010 11:46 am <a href="#">Renaud Lancelot</a> ➔
<b>Fichiers</b>			
 <b>Fiches</b> Fiches et supports de formation rédigés par le Groupe des Utilisateurs du logiciel R Modérateur <a href="#">Groupe des modérateurs</a>	19	19	Ven Déc 03, 2010 10:09 am <a href="#">Renaud Lancelot</a> ➔
 <b>Packages</b> Packages développés par le Groupe des Utilisateurs du logiciel R Modérateur <a href="#">Groupe des modérateurs</a>	7	7	Lun Nov 29, 2010 10:56 am <a href="#">Samir Messad</a> ➔
 <b>Liens</b> Liens vers des fichiers ou sites en rapport avec R Modérateur <a href="#">Groupe des modérateurs</a>	46	47	Mar Mar 15, 2011 8:20 am <a href="#">Renaud Lancelot</a> ➔
 <b>Scripts et fonctions R</b> Scripts et fonctions R divers hors packages Modérateur <a href="#">Groupe des modérateurs</a>	6	6	Lun Fév 07, 2011 4:43 pm <a href="#">Renaud Lancelot</a> ➔
<b>Discussions</b>			
 <b>Questions en cours</b> Postez ici vos questions, réponses, commentaires ou suggestions - Les sujets seront ultérieurement répartis dans les archives par les modérateurs Modérateur <a href="#">Groupe des modérateurs</a>	3283	15335	Mer Avr 13, 2011 2:10 pm <a href="#">Thomas Vanderqoten</a> ➔
 <b>Archives : Environnement de R</b> R et systèmes d'exploitation, configuration de R, gestion de la mémoire, construction des packages, interfaces entre R et d'autres logiciels, éditeurs pour R Modérateur <a href="#">Groupe des modérateurs</a>	19	101	Ven Mai 21, 2010 2:05 pm <a href="#">Stéphane Rapelli</a> ➔
 <b>Archives : Manipulation de données avec R</b> Questions sur les objets de R et la manipulation des données Modérateur <a href="#">Groupe des modérateurs</a>	37	192	Mer Mai 05, 2010 7:02 am <a href="#">Serge Rapenne</a> ➔
 <b>Archives : Fonctions graphiques</b> Questions sur les fonctions graphiques de R Modérateur <a href="#">Groupe des modérateurs</a>	16	80	Mer Avr 21, 2010 12:51 pm <a href="#">Serge Fave</a> ➔

Figure 80 : Extraits de la page d'accueil du forum GuR <http://forums.cirad.fr/logiciel-R>.